METRON

RIVISTA INTERNAZIONALE DI STATISTICA — REVUE INTERNATIONALE DE STATISTIQUE
INTERNATIONAL REVIEW OF STATISTICS — INTERNATIONALE STATISTISCHE ZEITSCHRIFT

DIRETTORE PROPRIETARIO — DIRECTEUR ET PROPRIÉTAIRE
EDITOR AND PROPRIETOR — HERAUSGEBER UND EIGENTHÜMER

Prof. dott. Corrado Gini, *direttore dell'Istituto di Statistica e Politica Economica della R. Università di Roma, presidente dell'Istituto Centrale di Statistica del Regno d'Italia*

COMITATO DIRETTIVO — COMITÉ DE DIRECTION
EDITORIAL COMMITTEE — DIREKTION-KOMITEE

Prof. A. Andréadès (*Athènes*) – **Prof. A. E. Bunge** (*Buenos Ayres*) – **Dott. F. P. Cantelli** (*Roma*)
Prof. C. V. L. Charlier (*Lund*) – **Prof. F. v. Feliner** (*Budapest*) – **Prof. A. Flores de Lemus** (*Madrid*)
Dr. M. Greenwood (*London*) – **Sir. G. H. Knibbs** (*Melbourne*) – **Ing. L. March** (*Paris*)
Dr. A. W. Methorst (*La Haye*) – **Dr. A. Julin** (*Bruxelles*) – **Prof. R. Pearl** (*Baltimore*)
Prof. H. Westergaard (*Copenhagen*)

AMMINISTRATORE — ADMINISTRATEUR — MANAGER — VERWALTER

Prof. dott. Gaetano Pietra, *direttore della Scuola di perfezionamento di Statistica della R. Università di Padova*

SEGRETARI DI REDAZIONE — SECRÉTAIRES DE RÉDACTION
EDITORIAL SECRETARIES — REDACTIONSSECRETÄR

Prof. Luigi Galvani – Dott. Mario Saibante

Vol. VII. N. 1. **1 - XII - 1927.**

SOMMARIO — SOMMAIRE — CONTENTS — INHALT

L. Hersch. *La mortalité causée par la guerre mondiale* . . . . pag. 3
R. C. Geary, M. Sc. *Some properties of Correlation and Regression in a Limited Universe* . . . . . » 83
C. Pinghini. *La popolazione studentesca dell'Università di Ferrara dalle origini ai nostri tempi* . . . . . » 120
† **K. G. Popoff** . . . . . » 169

PADOVA

AMMINISTRAZIONE DEL « METRON »
R. UNIVERSITÀ — SCUOLA DI STATISTICA

L. HERSCH.

La mortalité causée par la guerre mondiale.

DEUXIÈME PARTIE.

La mortalité indirectement causée par la guerre.

INTRODUCTION. — *Difficulté de la recherche. Considérations méthodologiques. La guerre et les principales causes immédiates de la recrudescence de la mortalité.*

§ 32. — Nous avons vu les difficultés que l'on rencontre quand on veut fixer le nombre approximatif des décès directement causés par la guerre mondiale. Elles sont encore plus nombreuses et plus variées lorsqu'il s'agit d'établir le nombre des décès qu'elle a causés indirectement.

Ces difficultés sont de deux grandes espèces. Les unes sont de nature générale; elles sont en quelque sorte inhérentes à cet ordre de recherches. Les autres tiennent surtout aux conditions propres à divers pays, en particulier à l'état de leurs statistiques. On se rendra compte de l'importance et de la diversité de ces dernières difficultés si l'on songe que la répercussion indirecte de la guerre mondiale sur la mortalité a pu se faire sentir non seulement dans les pays belligérants, mais aussi dans les pays neutres, dans les possessions d'outre-mer, sur le globe entier; car les épidémies dues à la guerre ne devaient pas nécessairement rester circonscrites par les frontières des pays en guerre. Mais commençons par les difficultés d'ordre général.

Dans la première partie de notre étude, où il s'agissait de la mortalité des militaires, notre tâche était relativement facile parce que, certains détails laissés de côté, cette mortalité est à peu près *entièrement* due à la guerre. Il en est autrement de la mortalité causée par la guerre parmi les populations civiles: les effets de la guerre

se confondant ici avec la mortalité normale, il s'agit donc d'établir la *part* de la mortalité réelle due à la guerre. Comment établir cette ligne de démarcation, ce partage, entre ce qui doit et ce qui ne doit pas être attribué à la guerre? On pourrait poser le principe suivant: doit être attribué à l'action indirecte de la guerre le surplus de mortalité observé pendant la période démographique de la guerre par rapport à la mortalité normale. Seulement, cette façon de procéder ne va pas sans soulever des difficultés pratiques en même temps que des hésitations d'ordre logique.

§ 33. — En effet, d'abord, comment déterminer la mortalité *normale*? S'il s'agissait d'un phénomène qui oscille habituellement autour d'un niveau relativement stable, on pourrait prendre comme « normale » la moyenne d'un certain nombre d'années d'avant la guerre. Mais, comme nous le savons, la mortalité a, dans l'état normal de nos sociétés contemporaines, une forte tendance à baisser; une pareille moyenne marquerait donc un point déjà dépassé de l'évolution sociale qui ne pourrait plus être considéré comme « normal » à l'époque envisagée. Ainsi la mortalité moyenne, p. ex., des années 1908-1913, ne peut plus être considérée comme normale pour l'année 1913; pour la plus forte raison ne le peut-elle pas pour 1916, 1918 ou 1920 (1).

---

(1) En prenant la moyenne d'un certain nombre d'années d'avant-guerre comme mortalité « normale » pour les années 1914-1920 (sans l'intervention de la guerre), on commettrait une erreur dont on peut se faire une idée en comparant la mortalité moyenne, par exemple, de 1902-1907 à celle de 1908-1913. Voici, à titre d'illustration, cette mortalité p. 1000 habitants pour quelques pays belligérants et neutres:

	1902-1907	1908-1913	1913
Allemagne	19,2	16,5	15,0
Angleterre et Pays de Galles.	15,7	14,1	13,8
France	19,7	18,6	17,7
Italie	21,8	20,4	18,7
Espagne	25,5	22,8	22,1
Pays-Bas	17,1	15,2	14,3
Suisse	15,4	13,9	12,3

On voit ainsi la grosse erreur que l'on commettrait en prenant la mortalité de 1902-1907 comme « normale » pour la période 1908-1913 et plus particulièrement pour la fin de cette période (1913). L'erreur serait parfaitement analogue

§ 34. — Il semblerait donc indiqué de procéder par extrapolation en prolongeant, après ajustement, la courbe décroissante de la mortalité d'avant-guerre aux années de la période démographique de la guerre. On obtiendrait ainsi pour la période de la guerre des taux de mortalité « normale » non seulement très inférieurs à la moyenne des années d'avant-guerre, mais plus réduits aussi que le taux de la dernière année d'avant-guerre, c'est-à-dire de 1913.

Seulement, tout procédé d'ajustement contient un élément d'arbitraire et toute extrapolation est sujette à un doute qui devient d'autant plus grave que l'on s'éloigne davantage des derniers moments observés. La grande précision apparente risque ainsi de devenir, au contraire, une source d'exagérations artificielles, surtout pour les dernières années de la période de la guerre. D'un autre côté, faute de données positives, nous sommes souvent, trop souvent, réduits à des estimations des plus grossières pour fixer le nombre des décès indirectement causés par la guerre. Ce que nous pouvons viser ici c'est donc le nombre très approximatif de ces décès. Dans ces conditions, les calculs fort compliqués, et toujours problématiques, d'ajustement et d'extrapolation, auraient peut-être leur place dans des recherches consacrées à tel ou tel pays particulier possédant de très bonnes statistiques démographiques, mais s'accorderaient difficilement avec le reste de la présente étude qui doit en quelque sorte embrasser le monde entier et où, très souvent, on est obligé de recourir à de simples conjectures faute de statistiques démographiques en général.

D'ailleurs, il faut encore tenir compte d'un autre facteur important, — à savoir de la *mortalité infantile*. En effet, un des éléments essentiels du taux général de la mortalité est la mortalité des enfants âgés de moins d'un an. Or, durant la guerre, la natalité a subi une baisse formidable, tombant parfois à une moitié de son niveau d'avant-guerre. Mais un nombre très inférieur (parfois deux fois moindre!) de nouveaux-nés signifie nécessairement un nombre bien moindre de décès infantiles même si le coefficient de la mortalité

---

si l'on considérait la mortalité moyenne de 1908-1913 comme normale pour 1914-1920, surtout pour les dernières années de cette période. (Nous avons pris ici la moyenne de *six* ans parce que la mortalité moyenne de 1908-1913 se trouve directement indiquée dans l'*Annuaire International de Statistique* publié par l'Office Permanent de l'Institut International de Statistique (fasc. II, La Haye 1917, pp. 2-3).

restait « normal » pour tous les âges. Du fait de la formidable baisse de la natalité, le taux général de la mortalité pour l'ensemble de la population civile ainsi que le chiffre absolu des décès auraient donc dû subir une très sensible diminution pendant les années de la guerre. Par conséquent, pour établir quelle aurait été la mortalité « normale » pendant la période de la guerre, il faudrait des chiffres extrapolés retrancher encore des chiffres importants dus à la diminution du nombre des nouveau-nés. Or, pour fixer ces chiffres à retrancher, il faudrait de nouveau procéder par ajustement et par prolongement d'une courbe ajustée. Car la natalité, elle aussi, suit dans nos sociétés contemporaines une courbe descendante (ce qui constitue un des facteurs de la diminution des décès) et, pour fixer l'importance de la baisse de natalité due à la guerre, il faudrait d'abord établir quelle aurait été la baisse « normale » pendant les années 1915-1920. Il en est de même du coefficient de la mortalité infantile, qui suit également une courbe descendante. Et, en définitive, les résultats seraient d'autant plus incertains que les calculs, cumulant non seulement hypothèse sur hypothèse, mais aussi arbitraire sur arbitraire, deviendraient plus compliqués.

§ 35. — Dans ces conditions, le procédé le plus simple ne serait-il pas en même temps le moins incertain? Ne faudrait-il pas simplement prendre pour « normal » *le nombre de décès de la dernière année d'avant la guerre?*

C'est ce que je crois en effet; cependant, avec une rectification importante qui me paraît s'imposer. Elle a trait à la formidable baisse de la natalité à la suite de la guerre. Car il est de toute évidence qu'un nombre égal de décès pour une population comptant beaucoup moins de nouveau-nés signifierait, en réalité, une recrudescence de la mortalité, un coefficient de mortalité notablement plus élevé, soit pour tel ou tel autre groupe d'âge, soit même pour tous les groupes.

Certes, il est souvent dangereux de prendre pour base de comparaison, de considérer comme normaux, les résultats d'une seule année. Ce procédé est même absolument inadmissible lorsqu'il s'agit de phénomènes subissant de très grandes fluctuations d'une année à l'autre, tels que le chômage ou la production, notamment la production agricole. Mais, sauf dans le cas très exceptionnel de fortes épidémies, la mortalité n'accuse plus de nos jours de pareilles fluctuations. En particulier, l'année 1913 ne fut nullement une année exceptionnelle au point de vue de la mortalité, de sorte que le chiffre de

décès de cette année ne marque nulle part un écart excessif de ce qui devait alors être considéré comme entièrement normal (1).

Il demeure cependant vrai que, sans l'intervention de la guerre, une mortalité qui avait été normale pour 1913 ne l'aurait plus été, par exemple, pour 1918 par suite de la tendance générale de la mortalité à baisser. En acceptant le nombre de décès de 1913 comme « normal » aussi pour la période 1914-1920, nous grossissons donc très probablement la part de la mortalité normale de ces années et *nous réduisons d'autant l'excès de mortalité attribuable à l'action indirecte de la guerre*. Mais, d'abord, l'erreur qui en résulte est bien moins grande que celle qu'on aurait commise en prenant comme « normale » la moyenne de plusieurs années d'avant-guerre. Et, puis, cette erreur (qui tend à sous-estimer les effets meurtriers de la guerre) trouvera un certain correctif, d'ailleurs assez restreint, dans le fait que nous emploierons le même procédé pour fixer la baisse des naissances causée par la guerre : en rehaussant ainsi le niveau « normal » de la natalité, nous exagèrerons dans une certaine mesure la baisse des naissances due à la guerre et par suite le nombre de décès qu'on doit *déduire* du chiffre de décès de 1913 afin d'obtenir combien de décès se seraient produits « normalement », sans la recrudescence de mortalité provoquée par la guerre : nous commettrons donc, dans une certaine mesure, la même erreur en sens inverse.

Dans la mortalité des années de guerre, nous considérerons donc comme « normal » (c'est-à-dire comme exempt de l'action meurtrière de la guerre) *un nombre de décès égal à celui de la dernière année de paix* (1913) *moins le nombre des décès infantiles qui ne devaient pas se produire vu la diminution du nombre des nouveau-nés en comparaison également avec la dernière année de paix et tenant compte du taux de la mortalité infantile à ce moment-là.*

Ainsi, si pour la dernière année de paix nous désignons par d_p le nombre absolu des décès, par n_p celui des naissances vivantes et par μ le coefficient de la mortalité infantile (à l'âge de moins d'un an), si en outre N_r signifie le total des naissances vivantes qui se sont réellement produites pendant les années de la période de guerre, a signifie le nombre de ces années et D_o le total de décès qui normale-

---

(1) Cependant, si dans quelque cas particulier, la dernière année de paix présente un caractère exceptionnel, il faudra dans ce cas plutôt déroger à notre règle et prendre la moyenne de deux ou plusieurs années.

ment auraient eu lieu au cours des années considérées, notre formule sera la suivante :

$$D_o = ad_p - \mu (an_p - N_r) \qquad (1)$$

Pour la plupart des pays belligerants, c'est naturellement l'année 1913 qui constitue la dernière année normale au point de vue de la mortalité. Pour les pays entrés en guerre plus tard, nous prenons, pour les mêmes raisons, la mortalité de la dernière année qui a précédé leur entrée en lice. Quant aux pays neutres, où la mortalité n'a parfois interrompu sa marche descendante normale que quelques années après le début de la guerre mondiale, nous considèrerons comme « normal » le nombre des décès de la dernière année qui a précédé l'aggravation de leur mortalité.

§ 36. — Mais une fois le nombre « normal » de décès déterminé d'une façon relativement satisfaisante, le reste, tout le surplus de décès observé pendant la période de la guerre, doit-il réellement être attribué à l'action meurtrière de cette dernière? N'est-il pas possible, au contraire, qu'une part, au moins, de cet excès de mortalité se soit produite par une coïncidence fortuite, par suite de quelque circonstance sans liaison avec la guerre et qui serait arrivée aussi sans la guerre? Supposons, p. ex., que le grand tremblement de terre au Japon se soit produit non pas en 1923, mais en 1916; la mortalité de cette année aurait accusé un terrible accroissement par rapport au niveau normal, mais il aurait été évidemment absurde d'attribuer tout l'excès de mortalité de 1916 aux effets meutriers de la guerre. Des coïncidences fortuites pouvant se produire partout, comment donc attribuer à la guerre toute la marge entre la mortalité réellement observée et la mortalité normale?

Cette objection excessivement grave ne porte naturellement pas sur les petites fluctuations accidentelles de la mortalité qui se pro-

---

(1) Si, au lieu du nombre absolu des décès (et des naissances) on prenait le *taux* de la mortalité (et de la natalité), le résultat définitif n'en serait pas bien différent. Cela aurait donc beaucoup compliqué les calculs sans notable utilité pratique. Et puis le nombre de la population pendant les années de guerre ne pouvant pas être établi d'une façon exacte, le calcul du nombre « normal » des décès (et des naissances) sur la base du *taux* d'avant-guerre deviendrait plus ou moins aléatoire: l'avantage théorique du calcul basé sur le taux disparaît donc à son tour.

duisent même dans les temps les plus normaux, qui ne peuvent guère avoir d'influence sur les résultats forcément très approximatifs de nos calculs et qui, d'ailleurs, à prendre un certain nombre d'années consécutives (comme c'est bien le cas pour la durée de la guerre mondiale), se seraient encore neutralisées les unes les autres dans une large mesure. Il s'agit du noeud même de notre problème, de la forte recrudescence de mortalité constatée pendant la guerre, à des degrés variables, dans les divers pays du monde. En d'autres termes, la recrudescence de mortalité qu'on a observée pendant la guerre mondiale (comme lors de toutes les grandes guerres) était-elle due entièrement à l'action exercée par la guerre dans (ou sur) le milieu naturel et historique des divers pays ou, au contraire, d'autres évènements survenus indépendamment de la guerre et agissant dans les mêmes conditions de milieu y ont-ils contribué dans une bien notable mesure? (1).

A cette question, il est naturellement impossible de répondre *a priori*. Ce n'est que par une étude attentive et suffisamment détaillée des diverses causes immédiates de la recrudescence de la mortalité

---

(1) Nous disons *dans le milieu donné*, car il est évident que la guerre comme telle (comme tout autre évènement) n'agit jamais seule; elle agit toujours dans certaines conditions de milieu déterminées et l'intensité même des ravages qu'elle cause se trouve déterminée par les conditions des divers milieux où elle se produit. Ainsi, par exemple, la même maladie épidémique engendrée ou importée par la même guerre aura, dans un pays où la population est pauvre, ignorante, malpropre, etc., des effets autrement plus néfastes que dans un pays aisé, où l'hygiène puplique et individuelle est scientifiquement organisée et strictement observée. Pareils pays auront normalement des taux de mortalité différents et la guerre aussi y aura provoqué un excès de mortalité probablement très inégal. Mais ce n'est pas là la question qui nous occupe ici. Ce qui nous intéresse maintenant, c'est de savoir si, dans l'un des pays comme dans l'autre, une notable recrudescence de mortalité se serait produite aussi sans la guerre ou non. Mathématiquement parlant, en désignant le surplus de mortalité observé pendant la guerre par s, la guerre par g, l'ensemble des conditions mésologiques (prises ici dans le sens large que nous venons d'indiquer) par m et quelque évènement aggravant la mortalité autre que la guerre et indépendant d'elle par x, notre question relative à la recrudescence de mortalité observée pendant la période de la guerre mondiale revient donc à ceci: doit-on dire: $s = m.\ f\ (g)$

$$\text{ou bien: } s = m.\ f\ (g) + m.\ f\ (x).$$

Dans le premier cas, s'il n'y avait pas eu de guerre ($g = O$), s serait $= O$; dans le second, s ne serait pas nul même sans la guerre.

pendant la guerre qu'on peut établir si des évènements entièrement indépendants de la guerre et agissant même en dehors de la guerre ont contribué dans une mesure notable au rehaussement de la mortalité.

§ 37. — Il est cependant vrai, d'un côté, que des évènements qui seraient aussi évidemment indépendants de la guerre qu'un tremblement de terre et qui auraient provoqué des dévastations parmi la population ne se sont pas produits pendant la guerre (sans compter le tremblement de terre italien du 13 janvier 1915). Il est vrai aussi, d'un autre côté, que quelques-unes des maladies qui ont causé un nombre extraordinairement élevé de décès pendant la guerre ont éclaté ou se sont aggravées sous l'influence en quelque sorte évidente de la guerre. On peut citer d'abord les maladies contagieuses qui s'étaient montrées des compagnes aussi fidèles que tragiques de presque toutes les grandes guerres antérieures (1) et qui ont provoqué aussi pendant la guerre mondiale une mortalité considérable dans de nombreux pays. Ici, il faut mentionner surtout les épidémies dites de typhus, à savoir la *fièvre typhoïde, le typhus exanthématique* et la *fièvre recurrente*, qui ont sévi en Autriche-Hongrie et en Roumanie, qui ont visité également d'autres pays et qui ont fait des ravages effrayants en Serbie, en Russie et en Pologne (2). Ici, on notera encore les « épidémies de guerre », telles que le choléra, la variole, la dysenterie, qui lors de la guerre mondiale ont pris des dimensions beaucoup moins grandes que le typhus (3). A cette catégorie appartiennent encore les maladies infectieuses des enfants (scarlatine, diphtérie, rougeole, coqueluche et entérite de petits enfants) qui acquièrent souvent une gravité particulière lors des grandes guerres et qui, dans la guerre mondiale aussi, ont fait un nombre considérable de victimes, notamment dans les pays belligérants de

---

(1) Voyez à ce sujet surtout: PRINZING, *Epidemies resulting from Wars*, Oxford, 1916.

(2) Au sujet du typhus dans la guerre mondiale, voy. la première partie de cette étude (§§ 9 et 22-23) et plus loin (§ 72).

(3) Les maladies vénériennes ont pris une grande extension à la suite de la guerre mondiale (comme après certaines autres grandes guerres). Cependant, grâce aux progrès scientifiques de la lutte antivénérienne et aux mesures énergiques prises dans ce domaine, ces maladies ne paraissent pas avoir joué (au moins directement) un rôle bien notable dans la recrudescence de la mortalité à la période envisagée.

l'Europe Centrale et Occidentale (1) : la « mobilisation industrielle » des femmes, leur emploi en masse dans les diverses branches de la vie économique, ainsi que la raréfaction de certaines denrées telles que le lait etc. ont sans doute fortement contribué à cette recrudescence de la mortalité infantile.

Quoi qu'il en soit, dans l'Europe Centrale et Occidentale, toutes ces maladies réunies n'ont relevé la mortalité générale que dans une mesure relativement restreinte. Après tout ce que nous savons du lien traditionnel qui a de tout temps existé entre les guerres et ces épidémies, on doit plutôt admirer l'efficacité de l'organisation scientifique du front sanitaire des pays centraux et occidentaux, organisation qui leur a permis de passer plusieurs années de guerre sans devenir la proie des épidémies dévastatrices qui les guettaient.

(1) Contrairement à l'opinion assez répandue selon laquelle la mortalité infantile se serait particulièrement accrue en Allemagne, on doit constater que la recrudescence de cette mortalité a été en Allemagne moins forte que dans certains autres pays, notamment en France ou en Italie. En effet, pour 1000 nouveau-nés sont morts dans la première année de la vie (d'après les *Annuaires Statistiques* des pays envisagés) :

	Allemagne	*Autriche*	*Italie*	*France*
1913	151	...	138	112
1914	164	172	130	110
1915	148	218	147	143
1916	140	192	166	125
1917	149	186	158	126
1918	158	193	161	140
....	...	...	...	...
1919	145	156	129	123
1920	131	147	127	99

(Pour l'Allemagne, les chiffres ne comprennent pas l'Alsace-Lorraine à partir de 1917 et les territoires de Poznanie cédés à la Pologne à partir de 1919; pour 1920, le territoire actuel. L'Autriche est prise dans ses frontières actuelles. Pour la France, sont considérés les 77 départements non envahis). Comme on le voit, l'Allemagne a en général un taux de mortalité infantile plus élevé que la France, mais on peut à peine parler, pour l'Allemagne, d'une hausse de la mortalité pendant la guerre: c'était plutôt un arrêt de la baisse normale de cette mortalité, tandis qu'en France, en Italie ou en Autriche ce fut réellement une forte recrudescence. (En Angleterre, la mortalité infantile a conservé une notable tendance à la baisse même pendant la guerre; pour les 8 années allant de 1913 à 1920, le taux de mortalité infantile a été en Angleterre resp. de 108, 105, 110, 91, 96, 97, 89 et 80).

§ 38. — Funeste paraît avoir été, pour presque tous les pays belligérants et certains neutres de l'Europe centrale et occidentale, la recrudescence de la mortalité par *tuberculose,* notamment la mortalité féminine causée par cette maladie.

Voici, en effet, quelle a été, pendant la période considérée, la fréquence de décès par tuberculose p. 10.000 habitants dans les divers pays de cette partie de l'Europe (1) :

---

(1) L'*Autriche* et la *Hongrie* sont prises dans leurs limites actuelles. Les chiffres de la *France* pour 1914-1919 se rapportent aux 77 départements non-envahis. Pour la *Belgique,* on n'a pas de données sur les années de la guerre; en 1913, le nombre de décès par tuberculose p. 10.000 habitants de ce pays fut de 13,5; en 1919, il fut de 15,9; il fut de 11,2 en 1920. Pour la *Suisse,* nous avons pris les chiffres pour la tuberculose pulmonaire seule. Pour ce qui concerne les *villes* allemandes, il s'agit seulement des villes de plus de 15.000 habitants.

Année	Allemagne (a)		Autriche (a)	Hongrie (a)	Tchéco-slovaquie (a)	France (b)	Angleterre (c)	Italie (d)	Danemark (b)	Espagne (b)	Pays-Bas (b)	Ecosse (b)	Irlande (b)	Finlande (b)	Suède (b)	Norvège (b)	Suisse (e)
	en tout	Villes															
1913	14,3	15,7	25,9	31,4	32,1	21,2	13,5	14,9	12,6	15,3	14,2	16,9	21,4	26,1	18,5	22,0	14,1
1914	14,3	16,1	25,6	29,4	31,6	21,6	13,6	14,5	13,1	15,0	14,0	16,2	20,7	25,9	19,3	22,5	13,8
1915	14,8	17,2	32,2	33,7	36,8	21,8	15,2	15,8	12,5	16,0	14,4	16,3	22,0	26,9	20,4	21,9	13,6
1916	16,2	18,8	38,7	31,9	39,1	21,4	15,3	16,7	13,8	16,1	16,7	15,9	21,5	27,6	20,6	22,6	13,4
1917	20,6	26,4	43,2	32,9	38,7	21,1	16,2	17,5	15,8	17,2	18,2	15,7	22,0	26,1	19,5	20,7	14,7
1918	23,0	30,0	40,3	35,6	43,1	24,3	16,9	20,9	12,8	20,4	21,3	15,8	21,9	25,8	17,6	19,4	14,8
1919	21,1	26,4	(b) 36,0	(b) 33,9	34,3	20,9	12,6	17,3	11,4	18,1	17,4	12,9	—	21,6	16,4	19,0	14,6
1920	15,4	18,0	28,4	30,2	—	18,5	11,3	16,0	11,3	18,0	14,7	12,4	—	21,9	16,2	—	13,1

(*a*) D'après la revue *Wirtschaft und Statistik* publiée par l'Office statistique du Reich, Berlin 1922, No. 9, pag. 314, et le *Statistisches Jahrbuch für das Deutsche Reich.*
(*b*) *Annuaire Statistique* de la France.
(*c*) *The Registrar-General's Statistical Review of England and Wales.*
(*d*) *Annuario Statistico Italiano.*
(*e* D'après l'*Annuaire Statistique de la Suisse.*

On voit ainsi que dans les pays de l'extrême Nord européen, notamment dans les pays neutres (Norvège, Suède ainsi que Finlande et Irlande, pays rattachés à des Etats belligérants, mais pratiquement demeurés neutres, et aussi Ecosse), de même qu'en Suisse, dont la démographie rappelle sous tant de rapports celle des pays du Nord (1), on ne peut guère parler d'une aggravation positive de la mortalité par tuberculose pendant la guerre. C'est plutôt un arrêt ou même un ralentissement de la baisse normale de cette mortalité, baisse qui se manifestait avec une grande intensité avant et après la guerre mondiale. Par contre, dans tous les autres pays, nous observons pendant la période de la guerre un réel mouvement en arrière, une *hausse effective* de la mortalité tuberculeuse. Les pays neutres (Danemark, Pays-Bas, Espagne) partagent sous ce rapport le sort des pays belligérants, surtout à partir de l'année 1917 marquée par l'entrée en guerre des Etats-Unis et le renforcement du contrôle maritime du ravitaillement des neutres (on remarquera également la recrudescence de la mortalité tuberculeuse en Suisse à partir de cette date).

La tuberculose, par opposition aux maladies infectieuses d'allure violente envisagées plus haut, étant une maladie lente, ses effets sur la mortalité sont encore à peine visibles en 1914; dans quelques pays, la mortalité tuberculeuse a même encore poursuivi, cette année, sa baisse normale (quoique d'une façon ralentie). Mais cette mortalité monte rapidement avec la durée de la guerre et atteint généralement son maximum en 1918; elle baisse partout en 1919 et surtout en 1920, restant pourtant en 1919 bien au-dessus du niveau de 1913-1914. En 1918, c'est-à-dire au moment de sa plus forte recrudescence, la mortalité par tuberculose est dans la France non-envahie de 10 p. 100 plus élevée qu'en 1913; elle est d'un quart (25 p. 100) plus élevée qu'en 1913 en Angleterre et au Danemark; elle est d'environ un tiers plus forte en Espagne (33 p. 100) et en Tchécoslovaquie (34 p. 100; 36 % de plus qu'en 1914); elle est de près d'une moitié plus élevée en Italie (44 % de plus qu'en 1914) et aux Pays-Bas (50 p. 100); elle est de deux tiers environ plus forte qu'en 1913 en Allemagne (61 p. 100) et en Autriche (67 p. 100 en 1917); dans les villes allemandes de plus de 15.000 habitants, elle est en 1918 presque deux fois plus forte qu'en 1913 (30,0 au lieu de 15,7 décès p. 10.000 habitants).

(1) Ici, cependant, le phénomène est, en partie, peut-être plus apparent que réel, le nombre des tuberculeux étrangers résidant en Suisse ayant probablement diminué pendant la guerre.

§ 39. — L'examen par *sexe* des personnes décédées de tuberculose n'est certainement pas dépourvu d'intérêt. En temps normal, la mortalité par tuberculose est pour les hommes sensiblement plus élevée que pour les femmes. Etait-ce également le cas pour la recrudescence de cette mortalité observée pendant la guerre mondiale?

C'est ce que nous allons voir; d'abord, pour l'*Angleterre*, qui appartient à ceux des belligérants européens qui ont eu le moins à souffrir d'une aggravation de la mortalité tuberculeuse et, ensuite, pour le *Reich allemand* qui appartient aux pays qui en ont eu à souffrir le plus.

Pour l'*Angleterre et le Pays de Galles* le nombre de décès par *tuberculose du système respiratoire* a été comme suit (1):

Année	Total	Hommes	Femmes
1913	36.203	20.601	15.602
1914	37.838	21.417	16.421
1915	40.803	23.167	17.636
1916	40.769	22.850	17.919
1917	42.335	23.276	19.059
1918	45.338	24.371	20.967
1919	35.984	19.248	16.736
1920	32.791	17.872	14.919

L'*accroissement* de la mortalité par tuberculose du système respiratoire par rapport aux chiffres de décès de *1913* a donc été le suivant:

Année	en chiffres absolus			en % du chiffre de 1913		
	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes
1914	1.635	816	819	4,5	4,0	5,2
1915	4.600	2.566	2.034	12,7	12,5	13,0
1916	4.566	2.249	2.317	12,6	10,9	14,9
1917	6.132	2.675	3.457	16,9	13,0	22,2
1918	9.135	3.770	5.365	25,2	18,3	34,4
1919	— 219	— 1.353	1.134	— 0,6	— 6,6	7,3
1920	— 3.412	— 2.729	— 683	— 9,4	— 13,2	— 4,4

(1) *The Registrar General's Statistical Review of England and Wales*, for the year 1921, London 1923, p. 9.

Nous voyons ainsi que l'*aggravation* de la mortalité tuberculeuse a fait bien plus de victimes parmi les femmes que parmi les hommes et cela d'autant plus que la guerre durait davantage. Cette différence ne peut s'expliquer que dans une mesure minime par le départ de nombreux hommes pour le front, car précisément les hommes gravement atteints de tuberculose n'étaient généralement pas mobilisés.

§ 40. — Les statistiques du *Reich* nous montrent un tableau analogue, mais autrement plus grave. Voici, en effet, quel a été le nombre de décédés par tuberculose dans le *Reich* allemand pendant la période envisagée (1) :

Année	Au total		Hommes		Femmes	Civils en tout	
	Chiffres absolus	p. 10.000 habitants	militaires (2)	civils		Chiffres absolus	p. 10.000 habitants civils (3)
1913	91.587	14,3	—	46.767	44.820	91.587	14,3
1914	92.918	14,3	207	47.383	45.328	92.711	—
1915	96.689	14,8	2.466	47.190	47.033	94.223	—
1916	105.301	16,2	3.693	48.638	52.970	101.608	17,8
1917	133.296	20,6	5.444	60.692	67.160	127.852	22,5
1918	147.810	23,0	6.822	65.266	75.722	140.988	25,1
1919	131.262	21,6	3.745	59.065	68.452	127.516	—
1920	92.902	15,4	—	43.411	49.491	92.902	15,4

Le *surplus* de décès par tuberculose, en comparaison avec les nombres observés en 1913, se présente ainsi de la façon suivante :

---

(1) Non compris les deux Mecklembourgs et l'Alsace-Lorraine. Pour 1917-1920, mêmes territoires que dans le tableau du § 37. Pour les chiffres de ce tableau, voy. *Statistisches Jahrbuch für das Deutsche Reich*, 1923, pp. 442-448 et 8*, ainsi que 1916, p. 132 et 1919, pp. 342-346.

(2) Ces chiffres commencent seulement avec le mois d'août 1914; jusque-là, les militaires sont comptés avec les civils.

(3) D'après les nombres de la population civile établis par les recensements du 1-XII-1916 (56.401.000) et du 5-XII-1917 (56.159.000).

Année	en chiffres absolus					en % du nombre de décès par tbc. de 1913			
	Total	Hommes		Femmes	Civils en tout	Total	Hommes		Femmes
		en tout	civils				en tout	civils	
1914	1.331	823	616	508	1.124	1,5	1,8	1,3	1,1
1915	5.102	2.889	423	2.213	2.636	5,6	6,2	0,9	4,9
1916	13.714	5.564	1.871	8.150	10.021	15,0	11,9	4,0	18,2
1917	41.709	19.369	13.925	22.340	36.265	45,5	41,4	29,8	49,8
1918	56.223	25.321	18.499	30.902	49.401	61,4	54,1	39,6	68,9
1919	39.675	16.043	12.298	23.632	35.930	43,3	34,3	26,3	52,7
1920	1.315	—3.356	—3.356	4.671	1.315	1,4	—7,2	—7,2	10,4
1914-1920	159.069	66.653	44.276	92.416	136.692	173,7	142,5	94,7	206,2

On voit tout d'abord la formidable aggravation de la mortalité par tuberculose en Allemagne pendant la guerre. En comparaison avec 1913, *il y eut, en effet, en Allemagne pendant les années* 1914-1919, *un surcroît d'environ* 160.000 *décès par tuberculose dont environ* 140.000 *reviennent à la population civile*. Cet excès de mortalité constituerait à lui seul l'effectif de pertes militaires d'une grande guerre.

On remarque ensuite que, pour les deux sexes, la *recrudescence de la mortalité par tuberculose s'aggrave très rapidement avec la durée de la guerre*. Elle ne commence à fléchir qu'avec l'année 1919 et ce n'est qu'en 1920 qu'elle tombe définitivement.

On constate encore que l'*aggravation de la mortalité par tuberculose frappe bien plus fortement le sexe féminin que le sexe masculin, et cette particularité aussi va s'accentuant avec la durée de la guerre*. Ainsi, au début (si l'on prend, pour les hommes, civils et militaires réunis), le surcroît des décès masculins par tuberculose dépasse encore légèrement celui des décès féminins; mais dès 1916 l'excès de mortalité tuberculeuse observé pour le sexe féminin dépasse de beaucoup et toujours plus celui constaté pour les hommes (militaires compris). Même après la guerre, la mortalité tuberculeuse des femmes revient, plus lentement à son niveau normal, et en 1920, tandis que le chiffre de décès par tuberculose pour les hommes se trouve déjà

au-dessous de celui de 1913, les femmes accusent encore un surplus de décès par tuberculose de près de 5.000. A prendre toute la période de 1914-1920, le surcroît de décès par tuberculose fut de 25.763 décès, soit de 39 p. 100, plus élevé pour les femmes que pour les hommes, militaires compris (resp. 92.416 et 66.653).

§ 41. — Entre la formidable hausse de la mortalité tuberculeuse et la guerre mondiale, la coïncidence aurait-elle été simplement fortuite? Cela paraît peu probable même *a priori*, surtout vu le régime d'usure qui fut imposé par la guerre, dans des proportions variables, aux peuples européens, en première ligne aux belligérants, mais aussi aux neutres, durant des années, sous le rapport le plus matériel (et comme dépenses — surmenage — et comme recettes — alimentation —) aussi bien qu'au point de vue moral.

La probabilité d'une coïncidence fortuite est ici encore d'autant moins grande que jusqu'à 1914, la mortalité par tuberculose accusait, depuis des dizaines d'années, dans les pays de civilisation occidentale, une baisse des plus marquées et pour ainsi dire ininterrompue (1). La hausse soudaine de cette mortalité à partir de 1914

(1) Voici, à titre d'exemple, la *mortalité par tuberculose* avant 1913 en *Prusse*, c'est-à-dire dans un pays où depuis 1914 les ravages le cette maladie furent particulièrement durs (*Statistisches Jahrbuch für den Preussischen Staat*, 1918, p. 43):

Année	Chiffres absolus		p. 10.000 habitants	
	Total	dont femmes	Total	femmes
1886 . .	88.283	40.723	31,14	28,20
1891 . .	80.151	37.598	26,72	24,62
1896 . .	70.373	32.503	22,06	20,03
1901 . .	67.445	31.155	19,54	17,78
1906 . .	64.459	31.010	17,26	16,39
1911 . .	61.219	29.861	15,12	14,58
1912 . .	59.911	28.967	14,58	13,95
1913 . .	56.861	27.573	13,65	13,10

Ainsi, pendant l'époque qui a précédé la guerre, non seulement le taux de la mortalité tuberculeuse (p. 10.000 habitants) a baissé dans des proportions extrê-

serait ainsi tout-à-fait incompréhensible s'il fallait éliminer l'action de la guerre.

Il paraît de même significatif que la recrudescence de la mortalité tuberculeuse a été particulièrement grave en Allemagne et en Autriche qui, par suite du blocus, ressemblaient réellement à des forteresses assiégées.

Il est significatif encore que la recrudescence de cette mortalité, survenue en 1914, allait s'aggravant avec la durée et l'intensité croissante de la guerre.

Il est, d'un autre côté, hautement instructif que dès 1919, c'est-à-dire dès que la guerre a passé, la mortalité tuberculeuse recommence à baisser et tombe, le plus souvent dès 1920, au-dessous du niveau d'avant-guerre (1).

Il paraît, dans ces conditions, infiniment peu probable que nous ayons à faire ici à une coïncidence de hasard (2). Entre l'hypothèse

---

mement fortes, mais aussi le chiffre absolu de décès a très fortement diminué et cela malgré l'accroissement très rapide de la population. En effet, tandis que la population de la Prusse a passé de 28.509.000 en 1886 à 41.649.000 en 1913 (même *Jahrbuch*, 1915, p. 23) accusant ainsi (en 26 ans) un accroissement de près d'une moitié (46 %), le nombre de décès par tuberculose a diminué en 1913 par rapport à 1886 de plus d'un tiers (36 p. 100), tombant de 88.283 à 56.861. Pour l'ensemble du *Reich* (sans les deux Mecklembourgs, mais y compris l'Alsace-Lorraine), on peut constater que pendant les 12 ans 1901-1913, la mortalité tuberculeuse a baissé comme suit:

Année	*Décès par tuberculose*	*id. p. 10.000 habitants*
1901	117.596	20,9
1906	113.412	18,7
1911	103.470	16,0
1912	100.302	15,2
1913	94.927	14,3

La population du *Reich* (avec les Mecklembourgs) a en même temps passé de 56.874.000 en 1901 à 66.978.000 en 1913.

(1) La recrudescence plus particulière de la mortalité tuberculeuse parmi les personnes de sexe féminin n'est pas non plus, comme nous le verrons tout à l'heure, dépourvue ici de toute signification.

(2) Pour autant qu'il peut, en général, être question de fixer scientifiquement la cause d'un phénomène quand il s'agit de faits tellement complexes où l'expérimentation proprement dite est impossible, il semble donc que toutes les quatre méthodes de recherche admirablement développées par J. St. Mill dans sa *Logique* (accord, différence, résidu, variations concomitantes) convergent ici vers la conclusion que la recrudescence de mortalité tuberculeuse observée de 1914 à 1919 doit être attribuée à l'action de la guerre.

d'une coïncidence fortuite et celle d'une action indirecte de la guerre, c'est donc cette dernière qui a beaucoup plus de chances d'être vraie et qui, par suite, doit être admise.

Enfin, ceux qui, dans divers pays, ont étudié la marche de la tuberculose depuis 1914, n'émettent pas d'autre avis, et attribuent son aggravation à l'état de choses créé par la guerre. Il est, naturellement, impossible d'accumuler ici des témoignages. Je n'en citerai que deux, pris plus ou moins au hasard, et se rattachant l'un à l'Angleterre et l'autre à l'Allemagne.

Ayant montré l'augmentation de la mortalité par tuberculose depuis 1914, le *47e Annual Report of the Local Government Board* (supplément du *Report of the Medical Officer for* 1917-1918), constate (1).

« L'accroissement de la mortalité atteint les deux sexes, mais il est plus accusé du côté des femmes. La raison en fut dans l'embauchage intensif des femmes dans les usines et, en particulier, dans les fabriques des munitions avec le plus souvent une nourriture et un logement peu satisfaisants au point de vue de l'hygiène ».

Le *Gesundheits-Ingenieur* (24 avril 1920, pp. 204 et suivantes) publia un rapport sur la 23e session plénière du Comité Central allemand pour la lutte contre la tuberculose qui s'est tenu à Berlin en 1919 et qui soumit la marche de la tuberculose dans ce pays à un examen approfondi. Voici les conclusions du congrès relatives aux causes de la recrudescence de la tuberculose dans ce pays (2).

« Les causes générales de l'augmentation constatée en Allemagne sont: 1° la sous-alimentation; 2° les difficultés du chauffage; 3° les mauvaises conditions du logement; 4° le manque de moyens de désinfection et, même, de savon et d'eau chaude; 5° le travail des femmes; 6° le peu de surveillance des enfants au point de vue des contacts avec des porteurs de baciles. Mais de toutes ces circonstances, la sous-alimentation est la plus grave et la guerre constitue à cet égard une sorte de funeste expérience » (3).

---

(1) Cité d'après le résumé du *Bulletin Mensuel* de l'*Office International d'Hygiène Publique*, 1919, n. 10 (octobre), pp. 1083 et suiv. (notamment p. 1087).

(2) Même *Bulletin Mensuel*, septembre (n. 9) 1920.

(3) On aura remarqué, d'après notre tableau du § 38, que la Hongrie, qui, comme pays agricole, avait à souffrir de la sous-alimentation moins que l'Autriche proprement dite, a été aussi moins durement frappée par la recrudescence de la mortalité tuberculeuse.

§ 42. — Mais quelque grave qu'ait été la recrudescence de la tuberculose, ce n'est pas elle qui a fait les plus grands ravages pendant la période de la guerre. Un nombre de victimes incomparablement plus élevé a été fait, d'un côté, par la *pandémie grippale* de 1918-1919 et, d'un autre, par la *famine russe* de 1921. Entre la guerre et ces fléaux-là y a-t-il eu simple coïncidence (ou simple succession) de hasard? Y a-t-il eu, au contraire, relation de cause à effet?

Pour ce qui concerne la grippe, nous verrons encore plus loin l'étendue formidable des ravages qu'elle a causés dans les divers pays du monde. Quant à la *famine russe,* il suffit que nous citions ici un chiffre qui fut donné par une publication officielle soviétique et qui, par suite, ne doit pas être suspect d'un pessimisme exagéré. D'après le Commissariat Populaire des Finances de l'Union Soviétique, « pour l'année de famine 1921-1922, la diminution de la population (de l'Union) fut de 5,2 millions d'individus » (1). Si l'on tient compte du fait que normalement, la population du territoire appartenant aujourd'hui à l'Union Soviétique accusait un accroissement annuel de plus de 1.800.000 individus, on devrait ainsi conclure que la famine de 1921-1922 avait coûté la vie d'environ 7 millions d'êtres humains. L'importance de la question si entre la guerre et la famine il y a eu un lien de causalité est donc, pour notre recherche, de toute évidence.

D'un côté, il va de soi que la famine a été causée avant tout par une sécheresse extraordinaire, c'est-à-dire par une circonstance naturelle qui, presque au même titre qu'un tremblement de terre, est complètement indépendante des évènements sociaux dont le monde et, particulièrement, la Russie furent le théâtre. Il est vrai que, dans des conditions sociales normales, la même sécheresse aurait causé une famine beaucoup moins atroce et aurait été infiniment moins meurtrière. Mais la circonstance sociale qui a le plus contribué à aggraver les effets du désastre fut sans doute l'instauration du régime bolchéviste, et notamment le « communisme de guerre » qui causa la ruine de tout l'édifice économique de la Russie, qui, en particulier, réduisit dans des proportions inouïes les surfaces cultivées ainsi que l'intensité des cultures et qui démolit l'armature ferroviaire du pays (2),

---

(1) *Narodnoïe i gossoudarstvennoïe khoziaïstvo S.S.S.R. v 1922-1923 gg.* (« L'économie du peuple et de l'Etat de l'U. R. S. S. en 1922-1923 ») publié par le Commissariat Populaire des Finances, Moscou 1923, p. 5.

(2) Voici quelques données caractéristiques fournies par les statistiques

supprimant ainsi les provisions de céréales, empêchant d'en constituer de nouvelles, rendant pour ainsi dire impossible le transport de grains vers les régions frappées par la sécheresse, et transformant de la sorte une dure épreuve naturelle en un désastre sans précédent dans l'histoire de l'Europe. La sécheresse qui a causé la famine ainsi que les circonstances qui ont singulièrement aggravé ses effets se trouveraient donc en dehors de l'action de la guerre.

Cependant, la révolution bolchéviste est née elle-même de la guerre et ses expériences économiques et sociales les plus désastreuses, connues dans leur ensemble sous le nom de « communisme de guerre », étaient en tout cas fortement favorisées, sinon directement dictées, par l'état de guerre dans lequel la Russie se trouvait durant les années 1918-1920. En outre, le dénuement quasi-complet dans lequel ce pays se trouvait au moment de la grande disette, qui transforma cette disette en une famine sans égale en Europe et qui livra la population russe pour ainsi dire sans défense aux horribles épidémies nées de la faim, ce dénuement était avant tout l'effet de la ruineuse guerre dans laquelle le vaste empire était engagé depuis 1914 et du blocus de fait auquel il était en réalité soumis sept ans durant.

Une bonne part des millions de victimes faites en Russie par la famine de 1921 doit donc, en réalité, être attribuée aux effets indi-

---

soviétiques : La surface cultivée, qui avait été de 79,2 et de 79,1 millions de dessiatines en 1916 et 1917 tomba à 60,5 millions (soit à 76 % des chiffres précédents) en 1920 (*Ekonomitcheskaïa Jizn* – « La vie économique » – organe du Conseil suprême de l'Economie publique, Moscou, 7 novembre 1922). La production agricole avait été par tête d'habitants de 83 roubles or en 1913, de 76 en 1917 et de 54 en 1920-21, soit 65 % du chiffre de 1913 (*La situation économique de l'Union Soviétique* publié par l'Institut d'Etudes Economiques de Moscou, Paris, Giard, 1926, p. 54). La production de machines agricoles avait été de 54,0 millions de roubles or en 1914, de 9,1 en 1917 et de 2,8 (soit 5 % du chiffre de 1914) en 1920 (*Ekonomitcheskaïa Jizn*, n° cité). La production du charbon dans le bassin houiller du Done avait été de 1.543 millions de poudes en 1913, de 1.510 en 1917 et de 273 (soit 18 % de 1913) en 1920 (*Ibid.*). La production de la fonte, celle de l'acier et celle des fers laminés ont été en 1921-22 respectivement 4,0 %, 7,5 % et 7,3 % de celles de 1913 (*La situation économique de l'Union Soviétique*, p. 59). La valeur globale de la production brute de l'industrie est pour 1921-22 évaluée par la statistique soviétique à 26,5 % du chiffre de 1913, en même temps le nombre des ouvriers de l'industrie était 47,9 % de celui de 1913 (*Op. cit.*, p. 61). Pour les mêmes dates, le nombre des locomotives propres à l'exploitation est tombé de 16.619 à 7.825 (soit à 47 %) ; le total des marchandises transportées de 158,2 millions de tonnes est tombé à 39,4 (soit à 25 %), les céréales transportées sont tombées de 168 millions de tonnes à 4,3 (soit à 2,6 %), et ainsi de suite (*Op. cit.*, pp. 165-166).

rects de la grande guerre. Mais qui pourra jamais déterminer cette part, ne soit-ce qu'approximativement? Aussi, préférons-nous limiter, en général, notre recherche à la mortalité des seules années 1914-1920, laissant ainsi en dehors de la présente étude l'excès de mortalité causé en Russie par la famine de 1921.

§ 43. — Beaucoup plus grave est pour nous la seconde question, celle concernant le lien entre la guerre et l'épidémie de *grippe* de 1918-1919. Cette épidémie a éclaté au moment même de la guerre. Elle a sévi, à des degrés variables, dans presque tous les pays du globe. Et, à prendre le monde entier, le nombre de ses victimes a été de beaucoup supérieur à celui causé par la famine russe. Bien plus, aucune autre épidémie dont parle l'histoire n'a fait autant de victimes que la pandémie grippale de 1918-1919. Entre le moment de la plus haute intensité de la plus grande des guerres et l'explosion de la plus vaste et, absolument parlant, de la plus meurtrière des épidémies, la coïncidence fut-elle donc de pur hasard? Faut-il, au contraire, dans cette coïncidence des deux terribles fléaux, voir plutôt la manifestation d'un lien de causalité, l'un (la guerre) ayant favorisé l'éclosion, l'extension et l'aggravation de l'autre?

Cette question est évidemment d'une importance capitale pour notre recherche. Sa solution, soit positive, soit négative, ne saurait naturellement être obtenue par des considérations générales semblables à celles auxquelles nous fûmes astreints par rapport à la famine russe. Pour trancher la question, on ne peut de même pas procéder par des comparaisons statistiques, sur une série d'années suffisamment longue, comme nous l'avons fait pour la tuberculose, puisqu'il s'agit ici de la coïncidence de deux phénomènes (la guerre et l'épidémie de grippe) dont aucun n'est continu dans le temps (1). Il faut, dans ces conditions, procéder surtout par une méthode historique examinant les relations entre les guerres et les épidémies au cours de l'histoire et soumettant à un examen serré l'histoire de la marche de la pandémie grippale de 1918-1919. Une pareille étude

(1) La grippe, il est vrai, existe en Europe à l'état endémique et figure même habituellement dans les statistiques des causes de décès. Mais la pandémie grippale de 1918-1919 était quelque chose de bien distinct de la grippe normale, qui est presque toujours bénigne, et même de ces accès épidémiques relativement légers qui se produisent de temps à autre, comme celle de l'hiver 1926-27 ou de 1889-90.

dépasse naturellement les cadres de la présente recherche et doit plutôt précéder celle-ci. C'est aussi ce que nous avons fait en partie en consacrant à cette question préalable un article spécial (1). Renvoyant le lecteur à cette étude, nous pouvons donc nous borner ici à citer ses principales constatations et les conclusions auxquelles elle aboutit. Les voici :

S'il est incontestable que de graves épidémies ont sévi et sévissent aussi en dehors de périodes de guerre (surtout en temps de disette), il est cependant certain que les épidémies les plus terribles qui aient ravagé les pays civilisés — et cela depuis la plus haute antiquité — appartiennent toutes à des périodes de guerre. Cela est tellement vrai qu'on peut dire que l'histoire des grandes guerres est en même temps une historie de grandes épidémies et, *vice versa,* que l'histoire des plus grandes épidémies est aussi une histoire de grandes guerres.

Les guerres provoquaient des épidémies de deux façons qui, le plus souvent, se complétaient : d'un côté, elles importaient des personnes atteintes par l'épidémie dans des pays où elle avait été jusque là inconnue (comme ce fut le cas, par exemple, pour le choléra propagé en France à la suite de la guerre de Crimée) ; d'un autre côté, des maladies qui existaient à l'état sporadique ou qui étaient même endémiques, mais qui ordinairement avaient un caractère relativement bénin, étaient transformées par la guerre en immenses et terribles épidémies (tel était le plus souvent le cas de la fièvre typhoïde, de la variole, de la rougeole, de la dysenterie, etc.). Dans un cas comme dans l'autre, l'épidémie se propageait même au-delà des pays en guerre.

Cette transformation de cas sporadiques en épidémies, et celle d'affections à caractère relativement bénin en maladies graves, la guerre l'opérait, d'une part, en créant des conditions favorables à la propagation de l'agent pathogène (du microbe) et à l'accroissement de sa virulence et, de l'autre, en diminuant la force de résistance individuelle de la population. Les rassemblements (de troupes, de prisonniers, d'habitants), l'impossibilité dans laquelle on se trouve souvent, à l'état de guerre, d'isoler à temps les malades et leurs

---

(1) La *Guerre et la Grippe* publié dans la *Revue de Genève* du mois de décembre 1924. Pour les épidémies antérieures, voyez : A. Hirsch, *Handbuch der Historisch-Geographischen Pathologie* et plus spécialement Fr. Prinzing, *Epidemics Resulting from Wars.*

vêtements du reste de la troupe ainsi que l'alimentation et l'habitation défectueuses, les surmenages et les misères de toute nature qui sont inséparables de la guerre créent dans l'armée des foyers d'infection qui se transmettent ensuite à la population civile. Cette dernière une fois atteinte, l'épidémie fait des progrès d'autant plus rapides, que la population se trouve généralement exténuée par les privations et les souffrances imposées par la guerre.

Ainsi, la guerre provoque, propage et aggrave singulièrement les maladies infectieuses et il dépend dès lors des conditions historiques du milieu social et naturel laquelle de ces maladies va devenir épidémique.

En Europe Occidentale on s'était bien préparé pour combattre les épidémies lors de la guerre mondiale. Mais le front sanitaire, malgré son admirable organisation scientifique, a fini quand même par céder. Il craqua enfin même dans les pays les plus avancés de l'Occident sous la forme d'une épidémie dont la nature et la prophylaxie ne sont pas encore suffisamment connues même après les terribles ravages qu'elle a causés et qui, comme la guerre, envahit une étendue et fit un nombre de victimes comme aucune des épidémies qui l'ont précédée dans l'histoire : ce fut la grippe.

Certes, une fois éclatée dans un endroit déterminé, elle devait aussi se propager et se propageait réellement (d'ailleurs, comme toutes les épidémies issues de guerres), par mille autres moyens que la guerre. Il est d'autant plus remarquable que malgré toute la multitude infinie de ces influences, l'action de la guerre apparaît clairement aux moments décisifs de l'explosion et de la recrudescence de l'épidémie.

Les premières constatations positives d'épidémie grippale se rapportent au mois de fevrier 1918, aux Etats-Unis, et ces constatations furent faites d'abord sur les navires et dans les formations à terre de la marine, ensuite, au mois de mars, dans les camps d'instruction de l'armée, et enfin dans une prison et parmi la population civile (mars-avril).

« Au mois d'avril, la grippe fait son apparition en Europe Occidentale sous forme épidémique d'abord parmi les troupes » (1).

Les premières constatations se rapportent ici à la marine (avril),

---

(1) *Rapport sur la Pandémie grippale de* 1918-1919, par le Dr. Pottevin, Directeur-adjoint de l'Office International d'Hygiène Puplique (dans le *Bulletin Mensuel* du dit Office). Paris, février 1921, p. 129 et suiv.

ensuite à l'armée de terre (avril-mai); plus tard (mai-juin) l'épidémie se répand dans la population civile. Telle fut la marche de l'apparition de l'épidémie aussi bien en France (avec débuts à Brest, Bordeaux et Toulon) qu'en Angleterre (avec débuts à bord des navires de la Grande Flotte stationnés à Scapa et à Rosyth) ou que dans des possessions extra-européennes (Tunisie, Egypte, Indes, etc.).

Pour la seconde vague de l'épidémie, celle de l'automne, qui fut de beaucoup la plus meurtrière, « comme pour l'épidémie d'été, aussi bien aux Etats-Unis qu'en France et en Angleterre, c'est encore dans les camps ou les formations navales que sont apparus les premiers foyers » (1).

Ainsi, pour la France, la nouvelle vague débute dès le commencement du mois d'août dans les équipages de la Flotte à Toulon, à Brest, en Algérie et Tunisie. Dès le milieu d'août, la recrudescence de l'épidémie frappe l'armée française de campagne et cela non seulement celle du front occidental, mais aussi celle d'Orient et du Maroc. Ce n'est que vers le milieu de septembre que la nouvelle vague envahit la population civile (notamment à Paris). La marche était analogue en Angleterre.

Des navires de guerre et des transports maritimes aux dépôts et armées de terre, et des armées aux populations des villes et des campagnes, telles semblent donc avoir été les grandes lignes suivies par la terrible épidémie. L'épidémie paraît ainsi importée par la guerre et propagée par elle.

Et non seulement sur la marche générale de l'épidémie, mais aussi sur bien de ses ramifications secondaires, sur telle ou telle recrudescence locale de la maladie, on pouvait retrouver des marques manifestes de la guerre. Le rapatriement des civils, les concentrations et incorporations des recrues, les retours des permissionnaires, les licenciements des troupes, la rentrée des prisonniers et le retour des soldats après la cessation de la guerre, tout cela fut marqué à bien d'endroits par de nouvelles recrudescences de l'épidémie, aussi bien en Europe que sur des continents lointains (2). L'annonce même de

---

(1) *Rapport* cité, p. 135.

(2) Ainsi, par exemple, dans les colonies françaises, de l'Afrique équatoriale, « l'arrivée dans une localité, d'un nombre important de recrues provoquait presque toujours une recrudescence de l'épidémie... Les villageois eux-mêmes s'en rendaient si bien compte que, parfois, ils s'enfuyaient à l'arrivée de recrues »

la victoire et de l'armistice, les fêtes et les rassemblements qui eurent lieu à cette occasion contribuaient parfois à aggraver terriblement les ravages de l'épidémie (1).

Quant à la diminution de la force de résistance individuelle causée par la guerre mondiale, nous croyons inutile d'y insister ici plus longtemps : l'action de la guerre a été sous ce rapport trop directe et trop sensible.

Les privations de toutes sortes et, en premier lieu, la sous-alimentation, les fatigues et les surmenages, les inquiétudes et les souffrances morales que militaires et civils, belligérants et neutres, européens et extra-européens, dans des mesures variables, nous avons tous dû endurer, ont profondément labouré le terrain où devaient pousser et grandir les germes d'une maladie, généralement des plus inoffensives, transformée, dans ces conditions, en un fléau dévastateur.

On a vu se répéter ainsi, sous une forme particulière, l'effroyable mortalité causée indirectement par toutes les grandes guerres.

§ 44. — Laissant de côté les causes de recrudescence de décès d'étendue incomparablement moindre et de caractère strictement local, nous pouvons donc bien attribuer *grosso modo* à l'action indirecte de la guerre la différence entre la mortalité observée pendant la période de la guerre et celle observée en temps normal.

Il reste cependant un point sur lequel nous devons encore nous arrêter un instant. En effet, comme nous l'avons indiqué ailleurs (2), la période démographique anormale provoquée par une grande guerre se compose généralement de deux phases, l'une étant *destructive* et l'autre, commençant après la cessation des hostilités, pouvant être appelée, en un certain sens, *réparatrice*. Pendant cette seconde phase la mortalité tombe généralement quelque peu au-dessous du niveau d'avant-guerre. Dans notre bilan des décès causés, directement et indirectement, par la guerre mondiale, nous devrions donc tenir compte aussi de la baisse de la mortalité pendant la phase « réparatrice ».

(*Rapport* du Dr. Gouzien, médecin-inspecteur des troupes coloniales, dans le *Bulletin* cité, juillet 1920, p. 686-724).

(1) C'est ce qui s'est produit en particulier dans l'Archipel de Tahiti et, tout spécialement, dans son chef-lieu Papeete où « près de 25 % (le quart de la population) périt sous la rafale » (*Rapport* cité, p. 706).

(2) *La Mortalité chez les neutres en temps de guerre*, p. 10.

Seulement, au point de vue de la mortalité, contrairement à ce qu'on constate pour les autres phénomènes démographiques, la « réparation » est en général minime (1). A la suite de la guerre mondiale — soit-ce à cause de la paix qui n'en a pas été une, à cause de l'insécurité qui a continué et qui continue à régner, à cause de l'appauvrissement général, de la crise économique et du chômage qui en résultèrent, à cause de l'épuisement physique par trop prolongé des années précédentes ou à cause de quelque autre circonstance — la baisse de la mortalité après la conclusion de la paix, par rapport à son niveau d'avant-guerre, a été le plus souvent à peu près nulle (2). Dans les pays où une pareille baisse semble bien s'être produite, on peut facilement voir qu'il s'y agit non pas d'un phénomène exceptionnel, mais de la baisse normale (voire même ralentie) de la mortalité, de cette courbe descendante qui était la loi générale avant la guerre, qui tendait à se faire jour même pendant la guerre et malgré la guerre (3).

Si, malgré tout, une « réparation » relativement minime s'est quand même produite dans quelque pays, nous pouvons négliger

---

(1) *Ibid.*, p. 11.

(2) Ainsi, le nombre de décès p. 1000 habitants a été en France et en Allemagne comme suit:

	France	*Allemagne*
1913	17,7	15,0
1919	19,3	15,3
1920	17,2	15,1
1921	17,7	14,0

(3) En Angleterre, p. ex., le taux général de décès p. 1000 habitants a été en 1919-1921 bien plus bas qu'en 1913. Mais il suffit de regarder une plus longue série d'années consécutives pour voir qu'il ne s'y agit guère d'une « réparation » extraordinaire. En effet, le taux général de décès a été dans ce pays:

1901	16,9
1906	15,5
1911	14,6
1912	13,3
1913	13,8
1919	13,7
1920	12,4
1921	12,1
1922	12,8
1923	11,6
1924	12,2

pareils cas exceptionnels d'autant plus que notre méthode de calcul tend déjà à réduire, dans une certaine mesure, les effets meurtriers de la guerre prenant comme « normal » pour la période 1914-1920 le taux de mortalité de 1913. Nous avons, en outre, entièrement laissé de côté la formidable recrudescence de la mortalité observée le lendemain de la guerre en Russie, ne voulant pas étendre nos calculs au-delà de l'année 1920. Pour ne pas trop pencher la balance d'un côté, nous devons donc ici de même nous arrêter à cette date. Notre calcul n'ira donc jamais au-delà de l'année 1920.

§ 45. — En définitive, si nous désignons par D_r le total des décès qui se sont réellement produits parmi la population civile depuis le début de la guerre pendant toute la période de la mortalité accrue (sans aller cependant au-delà de 1920) et si par D_o nous désignons le nombre des décès qui auraient eu lieu normalement durant la même période, notre formule pour calculer le nombre des décès (D_g) dus indirectement à la guerre sera, d'une façon générale, la suivante :

$$D_g = D_r - D_o$$

soit d'après la formule du § 35 pour D_o :

$$D_g = D_r - ad_p + \mu (an_p - N_r)$$

§ 46. — Nous venons de discuter quelques problèmes méthodologiques généraux, qui concernent tous les pays que nous aurons à examiner ou plusieurs d'entre eux ; nous avons tenu à discuter ces problèmes dès le début afin d'éviter des répétitions inutiles. Cependant, toute une série de difficultés particulières surgit devant nous dès que nous abordons le calcul de la mortalité causée indirectement par la guerre dans les divers pays. Ces difficultés, qui créent autant de problèmes méthodologiques particuliers, viennent parfois des lacunes dans les statistiques du mouvement de la population soit pour certains moments de la guerre, soit pour certains territoires occupés par l'ennemi ou désorganisés par la guerre d'une autre façon ; ces difficultés viennent aussi des changements, aggrandissements ou diminutions, du territoire national de certains pays, changements qui rendent les données statistiques difficilement comparables ; ces difficultés viennent encore de l'absence plus ou moins complète de statistiques démographiques dans certains pays qui comptent parmi les plus éprouvés par les effets meurtriers de la guerre, et ainsi de suite.

Tous ces problèmes, nous les examinerons au fur et à mesure qu'ils se présenteront. Leur solution sera forcément différente selon la nature des cas à examiner. De plus, la rigueur, la valeur scientifique des solutions adoptées variera dans des proportions énormes d'un pays à l'autre allant d'un calcul relativement serré, basé sur des données relativement exactes et positives, jusqu'à de simples évaluations globales. On ne saura, par conséquent, trop souligner le caractère extrêmement approximatif de notre bilan final.

Premiere Section

Les nombres globaux des civils morts à la suite de la guerre (1).

Chapitre Premier. — Les pays alliés de l'Europe Occidentale: France.

§ 47. — L'ordre dans lequel nous examinerons les divers pays sera le même que nous avons suivi dans la première partie de la présente étude. Nous commençons donc par la France.

Par suite de l'invasion de la partie nord du pays, la France possède des statistiques régulières du mouvement naturel de sa population durant les années 1914-1919 pour 77 départements seulement sur les 87 que comptait le pays avant la guerre. Le nombre annuel des décès de la population civile dans les 77 départements non-envahis a été comme suit (2):

1913 . . .	587.445	1917 . . .	582.796
1914 . . .	623.766	1918 . . .	722.287
1915 . . .	617.258	1919 . . .	617.454
1916 . . .	575.039	1920 . . .	562.307 (3)

(1) Les chiffres cités dans cette section pour lesquels la source n'est pas indiquée sont empruntés aux publications de l'Office Permanent de l'Institut International de Statistique, à savoir: *Annuaire International de Statistique*, vol. I-V, La Haye, 1916-1921, et *Aperçu de la Démographie des divers pays du monde*, 1922 et 1925, La Haye, 1923 et 1925.

(2) *Statistique du Mouvement de la Population*. Années 1914 à 1919. Statistique Générale de la France. Paris, 1922, p. LXXIX.

(3) Rapport de la Statistique Générale: *Statistique annuelle du Mouvement*

L'année 1920 était ainsi déjà en dehors de l'action meurtrière de la guerre et, pour ce qui concerne la France, peut donc être laissée de côté. Quand aux années 1914-1919, elles ont donné ensemble, pour les 77 départements non envahis 3.738.600 décès parmi la population civile. Quel a dû être, pour les mêmes années, le nombre de décès de la population civile de tous les 90 départements de la France actuelle?

D'un côté, un nombre formidable de réfugiés est venu des régions envahies (1) grossissant de la sorte le nombre d'habitants ainsi que le chiffre de décès de la France non envahie et réduisant d'autant ceux des régions envahies (2). D'un autre côté, les enrôlements successifs dans l'armée réduisaient naturellement beaucoup moins la population civile des régions qui furent occupées par l'ennemi dès l'automne 1914. Mais, surtout, il ne paraît pas hasardeux d'admettre que chez la population des régions envahies (soumise à des

---

de la population de la France dans le *Journal Officiel de la République française* du 31 juillet 1921, p. 346.

(1) D'après les chiffres cités par la Statistique Générale de la France (*Statistique du Mouvement de la Population*, vol. cité, p. XVI) et provenant des renseignements transmis mensuellement par les préfets au Ministère de l'Intérieur, le nombre des réfugiés a été au 1er janvier de chaque année comme suit:

Au 1er janvier	77 départements non occupés par l'ennemi		Partie non occupée des dix autres départements	
	Français	Etrangers	Français	Etrangers
1915 . .	300.000	100.000	145.000	15.000
1916 . .	440.000	200.000	270.000	30.000
1917 . .	480.000	210.000	290.000	40.000
1918 . .	680.000	240.000	335.000	35.000
1919 . .	1.160.000	260.000	350.000	30.000
1920 . .	460.000	90.000	770.000	40.000

On remarquera entre autre qu'une forte partie des réfugiés français et étrangers (belges) était concentrée dans les parties non occupées des départements envahis mêmes.

(2) En effet, les nombres des décès des 77 départements non envahis comprennent, d'après une communication du Ministère de l'Intérieur, pour la période 1914-1919, environ 70.000 décès de réfugiés originaires des 10 départements envahis. (*Op. cit.*, p. LXXIX).

conditions d'existence et, en particulier, d'alimentation plus dures que celles du reste de la France), le taux de la mortalité a dû monter dans une mesure plus forte que dans le reste du pays. D'ailleurs les données fragmentaires que l'on possède sur le mouvement de la population dans les territoires envahis confirment positivement cette supposition. « Dans les circonscriptions, voisines du front ou occupées par l'ennemi, la baisse de la nuptialité et de la natalité, l'aggravation de la mortalité ont été en général plus considérables que dans le reste de la France » (1). Ainsi, pour ce qui concerne la mortalité, on a constaté que dans les Ardennes, par exemple, la proportion des décès s'était élevée à 267 p. 10.000 habitants (contre 202 pour les 77 départements non envahis) en 1917 et à 383 (contre 245) en 1918 (2), ce qui constitue une mortalité qui est respectivement de 32 et de 56 p. 100 plus élevée que pour les départements non envahis, et cela malgré une natalité beaucoup plus faible (environ 70 naissances vivantes p. 10.000 habitants contre 95 et 105 dans les départements non envahis).

Dans ces conditions, nous ne commettrons probablement pas de grosse erreur en admettant que les nombres absolus des décès survenus dans les départements envahis et dans ceux du reste de la France ont, pour l'ensemble de la période 1914-1919, conservé entre eux à peu près le même rapport numérique qu'on avait constaté avant la guerre. Or, en 1913, le nombre des décès enregistrés dans les 87 départements français d'avant-guerre a été de 702.213 ; si à ce chiffre on ajoute les 29.228 décès survenus la même année en Alsace et Lorraine, on obtient, pour les 90 départements français, un total de 731.441 décès en 1913 (3). Mais, comme nous l'avons vu plus haut, le nombre des décès constatés dans les 77 départements qui, pendant la guerre, ne furent pas envahis a été en 1913 de 587.445 ; la veille de la guerre, les décès de ces 77 départements constituaient ainsi $\left(\frac{587445}{731441}\right) = 0{,}8$ du total des décès survenus dans les 90 départements de la France actuelle (ou, en d'autres termes, les décès des 90 départements constituaient 1,25 du nombre des décès enregistrés dans les 77 départements qui, pendant la guerre, ne furent pas envahis). Admettant la même relation pour les décès de la population

(1) *Op. cit.*, pp. IX-X.
(2) *Op. cit.*, pp. 164-166.
(3) *Journal Officiel*, numéro cité, p. 345.

civile pendant la période de la guerre, nous devrons donc évaluer le total des décès de la population civile dans les 90 départements pendant les années 1914-1919 à 3.738.600 (chiffre constaté pour les 77 départements non envahis) multiplié par 1,25, c'est-à-dire à 4.673.250.

Prenant comme « normal » le nombre de décès de 1913, on trouve que normalement (sans la guerre) les années 1914-1919 auraient dû donner, pour les 90 départements, un nombre de décès égal à $731.441 \times 6 = 4.388.646$ décès. Les années 1914-1919 ont ainsi donné dans la réalité ($4.673.250 - 4.388.646 =$) 284.604 décès de civils de plus qu'en temps normal (1).

§ 48. — Mais comme nous l'avons indiqué dans l'introduction (§ 34), on doit, dans le calcul du surcroît de mortalité causé indirectement par la guerre, tenir compte également du mouvement des naissances. Non pas pour additionner des décès survenus et des naissances qui ne se sont pas produites (2), mais afin de tenir compte, dans la mesure du possible, des changements du nombre des décès qui devraient résulter des énormes fluctuations du nombre des nouveau-nés. La méthode de calcul que nous suivrons sera celle indiquée plus haut (§ 35), modifiée seulement par quelques calculs supplémentaires rendus nécessaires par le fait que les statistiques françaises du mouvement de la population pour les années 1914-1919 ne comprennent que les départements non envahis.

---

(1) Ceci malgré la réduction formidable de la population civile par suite de la mobilisation de près de 8 millions d'hommes (voy. § 5). Nous ne faisons pas entrer en ligne de compte ici la mortalité de cette fraction de la population parce que nous l'avons déjà comptée parmi les décès directement causés par la guerre (décès des militaires).

(2) Une pareille addition, qui sortirait d'ailleurs du cadre de notre étude (dont l'objet est l'action de la guerre sur la mortalité et non pas celle qu'elle a exercée sur la natalité), confondrait en un chiffre unique des choses parfaitement hétérogènes et pourrait nous amener à des conclusions aussi fantaisistes qu'équivoques. En outre, pour établir la sous-natalité provoquée par la guerre, il faudrait faire entrer aussi en ligne de compte la phase « réparatrice », phase de hausse qui suit toujours la phase de baisse de la natalité et qui la compense dans une mesure qui varie d'ailleurs très fortement d'une guerre à l'autre et d'un pays à l'autre. Cette double observation réduit considérablement la valeur réelle de certains calculs basés sur pareilles additions (tel est notamment le cas de la brochure de M. Döring; *35 Millionen Menschenverlust in Europa*). — Au sujet des deux phases, voy. notre étude *La Mortalité chez les neutres*, pp. 9-10.

Le nombre des naissances vivantes *dans ces 77 départements* a été, pour les années en question, comme suit (1) :

1913 . . .	604.811	1917 . . .	342.454
1914 . . .	593.769	1918 . . .	399.456
1915 . . .	386.966	1919 . . .	403.479
1916 . . .	313.013		

Les années 1914-1919 ont ainsi donné ensemble 2.439.137 naissances vivantes pour les départements non envahis. Nous savons en outre qu'en 1913, le nombre des naissances vivantes dans tous les 90 départements a été de 790.355 (2) ; le nombre total des naissances vivantes des 90 départements constituait ainsi 130.7 p. 100 du chiffre des naissances des 77 départements. Admettant, comme nous l'avons fait également pour les décès, la même relation pour les années 1914-1919, nous trouvons que le total des naissances vivantes qui s'est produit dans les 90 départements pendant ces 6 années doit être évalué à (2.439.137 × 1,307 =) 3.188.000. Or, si le chiffre des naissances de 1913 s'était maintenu pendant les années 1914-1919, le total des naissances vivantes de ces 6 années se serait élevé à (790.355 × 6 =) 4.742.000. Dans la réalité, il y avait donc, dans les 90 départements, 1.554.000 (= 4.742.000 — 3.188.000) naissances vivantes de moins que l'on n'en aurait observé d'après le chiffre de 1913 (3).

---

(1) *Statistique du Mouvement de la Population*, vol. cité, p. LVI.

(2) *Journal Officiel*, loc. cit.

(3) Si l'on voulait préciser, dans cette formidable baisse de la natalité, la part attribuable à la guerre, on obtiendrait un chiffre un peu moins grand. En effet, la légère baisse observée en 1914 n'est évidemment pas encore due à la guerre ; elle constitue encore le prolongement de la baisse « normale » de la natalité en France. Pour établir la baisse due à la guerre, il faudrait donc comparer la natalité de 1915-1919 non pas à celle de 1913, mais à celle de 1914. On obtiendrait alors : 593.769 × 1,307 × 5, soit 3.880.000 comme chiffre « normal » de naissances pour les 5 années 1915-1919 et 1.845.368 (somme des naissances enregistrées en 1915-1919 dans les 77 départements) × 1,307, soit 2.412.000 comme chiffre *réel* des naissances dans les 90 départements, ce qui constitue un déficit de 1.468.000 naissances vivantes. Si l'on procédait par extrapolation en prolongeant la courbe descendante « normale » de la natalité aux années 1915-1919, le déficit attribuable à la guerre apparaîtrait plus atténué. Pour la phase « destructive » (1915-1919), le déficit de naissances vivantes dû à la guerre n'en demeurerait pas moins des plus formidables, atteignant toujours un chiffre allant de 1.300.000 à 1.350.000. En présence d'une pareille « destruction », la « réparation » de la courte

D'un autre côté, dans les 87 départements français d'avant-guerre, on avait enregistré, en 1913, 83.883 décès d'enfants âgés de moins d'un an; en Alsace et Lorraine, on avait enregistré la même année 6.271 décès d'enfants de cet âge (1); pour les 90 départements, le nombre des enfants décédés dans la première année de la vie a donc été en 1913 de 90.154, ce qui fait 114 décès pour 1000 nouveau-nés $\left(=\frac{90.154}{790.355}\right)$. Si le taux de mortalité de tous les groupes d'âge était resté en 1914-1919 le même qu'en 1913, le seul fait de la formidable réduction du nombre des nouveau-nés aurait donc eu pour conséquence de faire baisser dans une forte proportion le total des décès, à savoir : à une diminution de 1.554.000 du nombre des naissances vivantes aurait dû correspondre une diminution de $\left(\frac{1.554.000 \times 114}{1000} =\right)$ 177.000 du nombre des décès. Si cette diminution ne s'était pas produite, si le total des décès était resté annuellement le même qu'en 1913, il faudrait donc conclure que les habitants des divers groupes d'âge avaient vu le taux de leur mortalité augmenter (le nombre d'habitants de tous les âges supposé invariable sauf celui des enfants de moins d'un an) et que le nombre absolu de décès des divers groupes d'âge avait, dans l'ensemble, augmenté d'autant, c'est-à-dire de 177.000. Mais, nous avons vu que le total de décès, malgré la diminution du nombre des nouveau-nés, s'est encore accrû pour la population civile d'environ 285.000 (§ précédent). En réalité, le *surcroît de décès causé par la guerre parmi la population civile française doit donc être évalué à environ 460.000* (soit 285.000 + 177.000 = 462.000).

Ce chiffre doit cependant être considéré comme limite inférieure plutôt que l'évaluation exacte du surcroît des décès indirectement

---

phase suivante de hausse (1920 et 1921) est, pour la France, réellement minime; *le déficit définitif de la natalité ne doit, en tout cas, pas être estimé au-dessous de 1.250.000.* Le chiffre de 1.300.000 me paraît même plus probable. La guerre mondiale, grâce à sa longue durée, aux vides sans précédent qu'elle a faits dans les rangs de la jeunesse et probablement aussi grâce au fait qu'elle s'est produite à une époque de forte baisse continuelle de la natalité, diffère ainsi profondément des grandes guerres du 19e siècle où généralement la hausse de la natalité à la phase « réparatrice » dépassait même la baisse précédente donnant ainsi, à prendre les deux phases réunies, un excédent de naissances par rapport au niveau du temps normal (*La mortalité chez les neutres*, pp. 10-11).

(1) *Statistisches Jahrbuch für das Deutsche Reich*, 1916, p. 10.

causé par la guerre. D'abord, comme nous l'avons déjà observé, il est basé sur l'hypothèse que la mortalité serait « normalement » au niveau de 1913 tandis que dans la réalité la mortalité, à notre époque, tend normalement à baisser ; nous avons donc, dans la mortalité de 1914-1919, grossi la part « normale » et réduit celle attribuable à la guerre. Et puis, la population française ayant considérablement diminué pendant les années de la guerre (voy § suivant), c'était de nouveau diminuer la mortalité due à la guerre que d'admettre comme « normal » pour 1914-1919 (ainsi que nous l'avons fait pour toute la population sauf les nouveau-nés) invariablement le même nombre annuel *absolu* de décès qu'en 1913. Dans ces conditions, je crois qu'on ne risque nullement de dépasser la réalité en exprimant *en chiffre rond par un demi-million le nombre des décès que la guerre a causé indirectement parmi la population civile de la France* (1).

§ 49. — Comme nous l'avons vu, les données sur lesquelles repose notre calcul ne sont pas toutes fournies directement par l'observation, mais proviennent en partie d'une estimation basée sur les statistiques d'avant-guerre (notamment pour ce qui concerne les départements envahis et, dans une mesure moindre, pour l'Alsace-Lorraine). Il paraîtrait dès lors indiqué de *vérifier* nos déductions, dans la mesure du possible et éventuellement de les corriger, d'après les données du recensement français d'après-guerre qui eut lieu le 6 mars 1921. De plus, le montant énorme du total des *militaires* français tombés dans la grande guerre (1.320.000 Européens et 1.400.000 en tout), total dont tous les éléments ne furent pas publiés et qui, avec quelques détails, n'est connu que par le rapport parlementaire de M. L. Marin (2), n'est pas non plus de nature à rendre toute vérification d'emblée superflue. Enfin, la comparaison des données du recensement de 1921 avec celles du recensement de 1911 nous donnerait une vue d'ensemble du résultat des diverses actions exercées par la guerre sur le nombre de la population française — jusqu'au moment du dénombrement de 1921.

Malheureusement, un contrôle serré est ici impossible. D'un côté, dans le bilan des pertes et profits de la population de la France

---

(1) Le nombre des enfants de moins d'un an décédés en plus du taux normal et compris dans ce chiffre doit être fixé à 55.000 au minimum.

(2) Voy. plus haut, § 5.

entre les deux recensements, on doit tenir compte du nombre des *étrangers* recensés afin de ne pas laisser de côté la balance des migrations internationales qui, en France, jouent un rôle considérable. Mais, d'un autre côté, la notion d'étranger n'est pas la même avant et après la guerre. Des Alsaciens-Lorrains résidant en France et dont nous ignorons le nombre étaient rangés en 1911 parmi les étrangers (Allemands); en 1921, ils étaient comptés avec les nationaux. Par contre, les Allemands au nombre de 238.000 (1) résidant en Alsace et Lorraine lors du recensement de décembre 1910 ont été comptés, dans ces provinces, comme nationaux. Une partie de ces habitants a certainement quitté la région devenue française après l'armistice et ne figure plus au recensement de 1921; une autre partie, qui est restée au pays et qui a opté pour la France, est comptée en 1921 parmi les nationaux; une autre partie, enfin, restée dans le pays et ayant conservé sa nationalité allemande, a été comptée avec les étrangers qui ont immigré en France. Or, nous ne possédons aucun chiffre indiquant d'une façon directe et relativement exacte l'importance numérique de chacune de ces catégories. Je laisse déjà de côté les autres difficultés qui, sur la base des recensements, rendent impossible une vérification exacte des pertes de la population française causées directement et indirectement par la guerre.

Cependant, si une vérification exacte est impossible, le contrôle approximatif que permettent les données des recensements n'est pas à négliger. Elles nous permettront notamment de nous convaincre si le total des pertes, tel que nous l'avons vu, ne doit pas être déclaré d'emblée comme considérablement exagéré. Essayons donc d'établir, dans la mesure du possible, ce bilan humain.

§ 50. — Le total des habitants (population légale de résidence habituelle) des 87 départements de la France a été le 5 mars 1911 de 39.605.000. L'excédent des naissances sur les décès a été pour les années 1911-1913 de 68.000 (2). Le nombre d'habitants d'Alsace et de Lorraine a été, au recensement du 1er décembre 1910, de

---

(1) *Statistisches Jahrbuch für Elsass-Lothringen, 1912,* publié par le Statistisches Landesamt. Strasbourg, 1913.

(2) Excédent de 33.000 décès en 1911, excédent de 58.000 naissances en 1912 et de 43.000 naissances en 1913. Nous négligeons la petite inexactitude provenant du fait que l'année 1911 ne doit être comptée qu'à partir de la date du recensement (5 mars).

1.874.000. L'accroissement naturel de la population de ces pays a été pour les trois années 1911-1913 de 45.000 (1). Le total des habitants des 90 départements a donc été à la fin de 1913, de (39.605 + 68 + 1.874 + 45 =) 41.592.000 (2).

Notre calcul des pertes indirectement causées par la guerre a été basé sur l'hypothèse que, sans la guerre, les naissances et les décès seraient restés au même nombre qu'en 1913. Or, en 1913, l'excédent des naissances sur les décès a été, pour les 87 départements, de 43.300 (745.513 naissances vivantes et 702.213 décès). En Alsace et Lorraine, il a été pour la même année de 15.113. Pour les 90 départements, l'accroissement naturel de la population a ainsi été, en 1913, de 58. 413. Les naissances et les décès restant au même nombre qu'en 1913, les 90 départements auraient enregistré pendant les six années 1914-1919 un accroissement naturel de la population française de (58.413 × 6 =) 350.000, dont 260.000 pour les 87 départements d'avant-guerre et 90.000 pour l'Alsace et la Lorraine. Le 1er janvier 1920, la population des 90 départements aurait donc dû atteindre le chiffre de 41.942.000. En 1920, l'accroissement naturel de la population des 90 départements a été de 160.000 (soit 834.411 naissances vivantes et 674.621 décès). En 1921, l'accroissement naturel a été de 117.000 (813.396 naissances vivantes et 696.373 décès); pour la période allant du premier janvier au 6 mars 1921 (date du recensement), cela fait un accroissement d'environ 21.000. La population aurait ainsi atteint à cette date le chiffre de (41.592 + 350 + 160 + 21 =) 42.123.000.

§ 51. — Nous devons maintenant compléter ce chiffre par les résultats des migrations internationales. Comme les Français n'émigrent guère et que les militaires et les marins se trouvant hors de France sont compris dans les totaux fournis par les recensements, il s'agit donc de faire entrer ici en ligne de compte le bilan de l'immigration et de l'émigration des étrangers en France entre les deux recensements, de 1911 et de 1921. Nous touchons donc à la partie la moins sûre de notre vérification.

---

(1) Respectivement 12.853, 16.785 et 15.113. Voy. *Statistisches Jahrbuch für das Deutsche Reich* 1912, 1913 et 1914. L'accroissement pendant le mois de décembre 1910 est négligé.

(2) Nous retrouverons un peu plus loin la question des migrations internationales.

Le recensement français de 1911 a relevé dans les 87 départements 1.132.000 étrangers (compris dans le total de la population indiqué plus haut) dont 102.000 Allemands. Comme nous l'avons dit, nous ignorons combien, parmi ces « Allemands », il y avait d'Alsaciens-Lorrains, qui n'étaient plus considérés comme étrangers au dénombrement de 1921. A défaut de données directes, nous sommes obligés de procéder par évaluation et nous croyons ne pas commettre de grosse erreur en admettant que les Alsaciens-Lorrains étaient environ un tiers de tous les ressortissants allemands résidant en France. Cela correspondrait à peu près exactement au total des « Allemands » recensés dans les régions limitrophes de l'Alsace et de la Lorraine : les départements de Meurthe-et-Moselle (22.671), des Vosges (6.342) et le territoire de Belfort (5.939) comptaient, en effet, ensemble 35.000 ressortissants allemands (1). S'il y a eu, sans aucun doute, des Alsaciens-Lorrains aussi dans d'autres parties de la France, il y a eu en revanche également des Allemands authentiques dans les trois régions mentionnées. En admettant le chiffre de 35.000 Alsaciens-Lorrains résidant en France en 1911 et recensés comme Allemands, nous ne devons pas, dans ces conditions, nous écarter outre mesure de la réalité. Au sens du recensement de 1921, il y avait donc en 1911 dans les 87 départements français environ (1.132 — 35 =) = 1.097.000 étrangers.

Le nombre des naturalisations qui eurent lieu en France entre le recensement de 1911 et celui de 1921 est très restreint : 13.710 en tout pour les dix ans 1911-1920 (2).

Or, le recensement du 6 mars 1921 a relevé dans les 87 départements 1.417.357 étrangers (3). Il faut donc conclure que, d'un recensement à l'autre, l'immigration des étrangers dans les 87 départements a dépassé leur émigration de 1.417.357 (étrangers recencés en 1921) moins 1.097.000 (étrangers en 1911) plus 13.710 (naturalisés en 1911-1920), c'est-à-dire de 334.000 (4).

Pour l'Alsace-Lorraine, le problème est plus compliqué et la

---

(1) *Résultats statistiques du recensement général de la population en 1911*, publié par la Statistique Générale de la France, tome I, 2e partie. Paris, 1915, p. 58.

(2) *Annuaire Statistique, 1924*, Paris 1915, p. 42*.

(3) *Résultats Statistiques du recensement général de la population effectué le 6 mars 1921*, tome I, 1re partie, p. 68.

(4) L'excédent des naissances sur les décès parmi la population étrangère de la France, excédent qui, positif ou négatif, est en tout cas minime pour la période considérée, est ici négligé.

conclusion moins certaine. En Alsace-Lorraine, le recensement allemand de décembre 1910 a relevé 1.559.931 Alsaciens-Lorrains, 238.228 ressortissants allemands nés dans d'autres pays de l'empire, 21.520 Français et 54.335 ressortissants d'autres pays étrangers (1). Lors du recensement français de 1921, le nombre des étrangers *autres que les Allemands* était dans les trois départements de l'Alsace et de la Lorraine (Moselle, Bas-Rhin et Haut-Rhin) de 60.300 (2). Si on laisse pour le moment de côté les Allemands, on trouve donc que la période 1911-1920 n'a pas apporté de grand changement dans le nombre des étrangers résidant dans ces trois départements; il y aurait eu un petit accroissement d'étrangers si l'on prenait pour 1910 le chiffre de 54.335 fourni par le *Jahrbuch für Elsass-Lothringen;* il y aurait eu au contraire une petite diminution si l'on se basait sur le chiffre de 64.885 cité par la Statistique générale de la France (3). Dans un cas comme dans l'autre, nous ne commettrons pas de grave erreur en admettant que, les Allemands laissés de côté, les migrations n'ont guère changé d'un recensement à l'autre, le nombre des étrangers résidant en Alsace-Lorraine.

Les migrations internationales auraient ainsi augmenté le nombre de la population des 90 départements français (toujours sous la réserve concernant les Allemands) uniquement de 334.000, nombre établi plus haut pour les 87 départements. En d'autres termes, sans l'action destructive de la guerre et sans compter le changement du nombre des Allemands résidant en Alsace-Lorraine, la population de la France aurait atteint en mars 1921 le chiffre de (42.123.000 + 334.000 =) 42.457.000.

Il nous faut établir maintenant les changements subis par la population allemande de l'Alsace-Lorraine. C'est surtout ici que les données directes manquent complètement et que nous sommes obligés de procéder par des évaluations grossières. Procédant ainsi, j'admettrais que *grosso modo*, sur les 238.000 Allemands recensés en Alsace-Lorraine en 1910, environ un tiers (soit près de 80.000) serait resté

---

(1) *Statistisches Jahrbuch für Elsass-Lothringen 1912*, loc. cit. Cependant d'après les chiffres reproduits par la Statistique générale de la France, il y aurait eu en 1911, dans les départements de la Moselle, du Bas-Rhin et du Haut-Rhin, sur 1.874.014 habitants, 295.436 ressortissants allemands autres que les Alsaciens-Lorrains et 64.885 étrangers (non compris Français). (*Résultats du recensement de 1921*, tome II, pp. 15-2, 16-2 et 17-2). D'où vient cette divergence?

(2) *Résultats du recensement de 1921*, loc. cit.

(3) Voy. l'avant-dernière note.

dans le pays ayant acquis la nationalité française, un autre tiers serait resté dans le pays tout en conservant sa nationalité allemande et enfin un tiers encore aurait quitté le pays. A défaut de toute indication positive, il ne nous semblerait pas illégitime d'accepter une pareille évaluation sommaire. Notons cependant que certaines données paraissent indiquer que cette évaluation correspond dans ses lignes essentielles à la réalité. Ainsi, le recensement français de 1921 a relevé dans les trois départements 78.499 « Français naturalisés » (1) et 70.434 Allemands (2). Si la différence (238.228–78.499–70.434) est considérée comme correspondant à peu près au nombre des Allemands ayant quitté le pays, nous trouvons pour ceux-ci le chiffre de 89.000. Nous prendrons ainsi le chiffre rond de 90.000 Allemands emigrés après l'armistice (3). Ce dernier chiffre doit, par suite, être déduit de 42.457.000, chiffre de la population des 90 départements que nous avons calculé, abstraction faite des modifications subies par la population allemande d'Alsace-Lorraine.

§ 52. — Pour obtenir le chiffre *réel* de la population de la France, il faudrait déduire encore les chiffres correspondant tant à l'accroissement du nombre des décès qu'à la réduction du nombre des naissances pendant la période 1914-1919. Si nos calculs ainsi que les données relatives aux militaires péris à la guerre sont exacts, il faudrait déduire d'abord les 1.320.000 décès de militaires français d'Europe et les 460.000 décès de civils. Il faudrait déduire ensuite 1.377.000, chiffre qui correspond au déficit de naissances vivantes (égal, comme nous l'avons vu au § 48, à 1.554.000) moins 177.000 (nombre des nouveau-nés qui, si la natalité n'avait pas baissé, seraient morts dans la 1re année de la vie en plus des décès réellement enregistrés et que nous avons déjà comptés au § 48 dans le surcroît des décès civils). Il faudrait ainsi déduire ensemble (en milliers) :

Militaires péris à la guerre	1.320
Civils morts à la suite de la guerre	460
Déficit de nouveau-nés survivant à la 1re année de vie .	1.377
Allemands émigrés d'Alsace et de Lorraine	90
Ensemble . . .	3.247

(1) *Op. cit.*, pp. 15-1, 16-1, et 17-1. Ce chiffre est compris dans le total de la population de nationalité française.

(2) *Op. cit.*, pp. 15-2, 16-2 et 17-2.

(3) Parmi les Allemands recensés en Alsace-Lorraine en 1910, il y avait

Le chiffre réel de la population de France aurait dû être ainsi en mars 1921 de 42.457.000 — 3.247.000 = 39.210.000.

C'est exactement le chiffre de la population de la France relevé par le dénombrement du 6 mars 1921.

J'avoue qu'une telle coïncidence m'a paru trop belle pour être juste. J'ai donc revu toutes les données directes et tous nos calculs et évaluations, mais je ne vois réellement pas ce qui raisonnablement devrait être changé. Sans songer cependant à une exactitude de détails secondaires, il me semble que dans leurs lignes essentielles les chiffres établis doivent bien traduire la réalité.

Il est évident d'un autre côté que toute cette vérification ne concerne pas l'admission de la mortalité de 1913 comme « normale » pour les 6 années suivantes; car cette admission nous l'avons faite deux fois : et dans le calcul du nombre des décès civils dus à la guerre (460.000) et dans la vérification, en cherchant quel aurait été le chiffre de la population sans la guerre. Au contraire, je persiste à penser que cette admission, dictée par des considérations techniques, fournit une base trop élevée pour la mortalité « normale » et réduit par suite la mortalité effectivement, quoique indirectement, due à la guerre (mortalité qui, comme nous l'avons dit, ne doit pas être estimée à moins d'un demi-million en chiffre rond au lieu de 460.000).

§ 53. — Les chiffres examinés dans les §§ précédents nous permettent de dresser le petit tableau que voici relatif au *chiffre des habitants de la France* (en milliers) :

	Au total		De nationalité francaise (1)	
	90 départements	87 départements	90 départements	87 départements
Début 1914 . .	41.592	39.673	40.183	38.536
6 mars 1921 . .	39.210	37.500	37.660	36.083
Différence . . .	— 2.382	— 2.173	— 2.523	— 2.453

75.498 militaires; en admettant que la guerre a réduit leur nombre d'environ 20.000, on devrait conclure que sur 90.000 Allemands ayant quitté les provinces réunies à la France, il y avait environ 35.000 civils (fonctionnaires et autres).

(1) Alsaciens-Lorrains compris.

Nous constatons ainsi qu'à sept ans d'intervalle :

1° Le total de la population a diminué de près de 2.400.000 pour les 90 départements et de près de 2.200.000 pour les 87 départements de la France.

2° La population de nationalité française, y compris les Alsaciens-Lorrains et les naturalisés, a diminué de *plus de deux millions et demi* (2.523.000) pour les 90 départements et de près de deux millions et demi (2.453.000) pour les 87 départements. Les habitants de nationalité française relevés par le recensement de 1921 pour la France entière (90 départements) ne sont qu'au nombre de 37.660.000, c'est-à-dire un chiffre inférieur à ceux relevés par tous les recensements antérieurs de la population depuis 1866 (1). *Comme nombre, les Français de France furent ainsi rejetés à 60 ans en arrière.* Aucun autre pays n'a subi de pareille catastrophe.

3° Malgré la réunion de l'Alsace et de la Lorraine, le nombre d'habitants de nationalité française de tous les 90 départements est en 1921 de près de 900 mille inférieur à celui que comptaient les 87 départements avant la guerre (37.660.000 contre 38.536.000). En 1921, le nombre d'habitants de nationalité française est pour les 90 départements, inférieur à celui constaté pour les 87 départements depuis 1881. Comme nombre, les Français furent ainsi rejetés de 40 ans en arrière même en comparant le territoire français actuel à celui d'avant-guerre.

Ce sont là des faits dont la portée historique doit se faire sentir dans bien des domaines durant des générations.

§ 54. — Comme c'est sous la forme de décès par *grippe* que s'est surtout manifestée la mortalité indirectement causée par la guerre dans les pays de l'Europe occidentale, il ne nous paraît pas dépourvu de tout intérêt de fixer la part approximative qui doit être attribuée à cette épidémie (et à ses complications) dans l'énorme

---

(1) Et encore faudrait-il noter que même des nombres égaux d'habitants relevés en 1921 et par des recensements antérieurs ne peuvent pas être considérés comme équivalents ; car, en 1921, la proportion des vieux est beaucoup plus forte tandis que celle des adultes jeunes est beaucoup plus réduite (à cause des vides faits par la guerre) de même que celle des enfants (à cause de l'énorme recul de la natalité pendant les années 1915-1919) ; le déséquilibre des sexes causé par la guerre constitue certainement aussi un élément de « dépréciation » (si l'on ose s'exprimer ainsi) de la population actuelle par rapport à celle d'avant la guerre mondiale.

surcroît de la mortalité de la population civile française que nous avons constaté pour les années 1914-1919 (1).

Ce calcul approximatif peut être effectué sur deux bases différentes : 1° d'après les *totaux* de décès indiqués par la Statistique Générale de la France ; 2° d'après les données sur les *causes de décès* fournies par la Statistique Sanitaire (et combinées avec les chiffres de la Statistique Générale). Dans un cas comme dans l'autre, le résultat ne pouvant être qu'approximatif, nous croyons indiqué d'employer les deux procédés, ce qui offre toujours une certaine garantie de plus. Commençons par le premier.

La grippe sévit en France sous forme épidémique en 1918 et au début de 1919, années qui, pour ce qui concerne les autres maladies, les complications de la grippe mises à part, ne se distinguaient guère de l'année 1917. On ne doit pas, par conséquent, commettre de grosse erreur en attribuant à l'épidémie grippale (et aux complications qu'elle provoquait) tout le surplus de mortalité constaté en 1918 et 1919 par rapport à la mortalité de 1917, tout en tenant compte naturellement des fluctuations du nombre des nouveau-nés. Les nombres de décès de la population civile, pendant les années considérées et pour les 77 départements non envahis, ont été, comme on a vu plus haut, les suivants :

1918 . . . 722.287 1919 . . . 617.454	}	1.339.741
1917 . . . 582.796		
id. multiplié par 2 =		1.165.592
Différence . . .		174.149

Le surplus de décès pour les 77 départements est ainsi de 174.149. Si pour l'accroissement des décès causés en 1918 et 1919 nous admettons la même relation entre départements envahis et non

(1) La fixation de la part de mortalité revenant à la grippe faciliterait en même temps la tâche de celui qui voudrait combattre notre thèse selon laquelle entre la guerre mondiale et la pandémie de grippe il y avait un lien de cause à effet : il n'aurait qu'à déduire les décès causés par la grippe du surcroît total de la mortalité. Inutile d'ajouter après ce qui a été dit plus haut (§ 43) qu'à nous-même une pareille soustraction paraîtrait profondément erronée.

envahis que nous avons adoptée plus haut (§ 48) pour le total des décès. on devra conclure que pour les 90 départements l'accroissement des décès en 1918-1919, par rapport à 1917, a été de 174.149 × 1,25 = 217.686.

Mais d'un autre côté, les naissances étaient aussi plus nombreuses en 1918 et 1919 qu'en 1917. Pour les 77 départements, les années 1918-1919 ont donné 399.456 + 403.479, soit ensemble 802.935 naissances vivantes, tandis que le double du chiffre de 1917 (342.454) ne fait que 684.908; pour les 77 départements, les années 1918-1919 ont ainsi donné 118.027 naissances de plus que deux années comme 1917. Si l'on maintient toujours la même relation entre les nombres des naissances de la France envahie et non-envahie, on trouve donc pour les 90 départements (118.027 × 1,307 =) 154.000 naissances vivantes de plus (toujours par rapport à 1917). Or, le coefficient de la mortalité des enfants de moins d'un an a été, en 1917, de 13.14 p. 100 naissances vivantes (1). Sans l'épidémie de grippe, 154.000 nouveau-nés de plus auraient donc relevé le total de décès de 154.000 × 0,1314 =) 20.236.

En déduisant ce dernier chiffre de l'accroissement total du nombre de décès en 1918-1919, c'est-à-dire de 217.686, on trouve encore un surplus de 197.000 décès pour ces deux années (par rapport à 1917), chiffre qui, dans l'ensemble des décès causés indirectement par la guerre, pourrait, sans grosse erreur, être attribué plus particulièrement à la grippe.

§ 55. — Et voici le second procédé de calcul basé surtout sur les données de la statistique sanitaire (2). Le nombre des décès en France, relevés par cette source, eu égard plus particulièrement à la grippe et à ses complications de beaucoup les plus fréquentes (pneumonie et autres affections de l'appareil respiratoire, phtisie exceptée), se présente pour les années 1917-1919 comme suit :

---

(1) *Statistique du Mouvement de la Population,* année citée, p. XCIII.

(2) *Statistique Sanitaire de la France* (publiée par la Direction de l'Assistance et de l'Hygiène publique). Année 1919. Melun 1924, pp. 285-288.

Décès en France suivant leur cause.

	1917	1918	1919
I. Grippe (rubr. 9)	4.846	91.465	35.326
II. Pneumonie (rubr. 22)	27.802	43.501	28.032
III. Autres affections de l'appareil respiratoire (phtisie exceptée) (rubrique 23)	36.327	45.946	36.949
Les 3 rubriques réunies	68.975	180.912	100.307
Total des décès par cause connue .	557.751	656.562	557.772
Cause inconnue ou mal définie (rubr. 38)	33.261	34.776	28.699
Total des décès relevés par la Statistique Sanitaire	591.012	691.338	586.471
Total des décès dans les 77 départements non envahis (Statistique Générale de la France) . . .	582.796	722.287	617.454

Comme on le voit, la Statistique Sanitaire ne montre pas les causes de la mort pour le total des décès enregistrés même dans les 77 départements non envahis : pour des dizaines de mille de décès la cause demeure inconnue. Admettant cependant pour le total des cas de décès la même répartition que pour le total des cas où la cause du décès est connue, on trouve que le nombre des décès par grippe, pneumonie et « autres affections de l'appareil respiratoire » (rubriques 9, 22 et 23 réunies) a dû être pour les 77 départements et pour chacune des années considérées comme suit :

$$\text{en 1917,} \quad \frac{68.975 \times 582.796}{557.751} = 72.072$$

$$\text{en 1918,} \quad \frac{180.912 \times 722.287}{656.562} = 199.027$$

$$\text{en 1919,} \quad \frac{100.307 \times 617.454}{557.772} = 111.041$$

Deux années comme 1917 auraient ainsi donné ($72.072 \times 2 =$) 144.144 décès par grippe, pneumonie et « autres affections de l'ap-

pareil respiratoire » ; les années 1918 et 1919 en ont donné ensemble 310.068. Le surplus, qui est de (310.068 — 144.144 =) 166.000 (plus exactement : 165.924), est donc dû à l'épidémie.

Admettant pour les décès de la France envahie et non-envahie la même relation qu'auparavant, nous trouvons pour l'ensemble des 90 départements (166.000 × 1,25 =) 207.500 décès produits par l'épidémie grippale et par la recrudescence de certaines autres maladies (pneumonie et autres affections de l'appareil respiratoire) qu'elle a provoquée. Si de ce chiffre, nous déduisons une certaine quantité des nouveau-nés venus au monde en plus grand nombre qu'en 1917 et qui, sans l'épidémie aussi, seraient morts de pneumonie, des autres affections de l'appareil respiratoire et de grippe (en tout, un peu au-dessous de 2000), nous ne nous trouvons pas éloignés du chiffre de 197.000 obtenu précédemment.

De toute façon, il nous semble dans ces conditions que nous serrons la réalité de bien près en fixant à *200.000 en chiffre rond le nombre des victimes faites par l'épidémie grippale parmi la population civile de la France* (1).

Nous nous sommes arrêtés assez longuement sur le premier des pays envisagés. Sauf complications spéciales, nous pourrons procéder plus rapidement pour les pays qui suivent.

Chapitre II. — Les pays alliés de l'Europe Occidentale (suite) : Royaume-Uni, Italie, Belgique, Portugal.

§ 56. — Le Royaume-Uni ne doit pas être envisagé comme un bloc uniforme. Ses trois parties ont en effet pris des parts différentes à la guerre et ont été affectées par la guerre dans des mesures différentes. L'Irlande, en particulier, qui n'a pas été touchée même par une mobilisation, ressemble aux pays neutres bien plus qu'aux belligérants (les pays neutres de l'Europe, comme on le sait, se sont vus, au contraire, obligés de procéder à des mobilisations générales ou partielles). D'ailleurs, voici quel a été le mouvement des décès et des

(1) J'ignore même approximativement le nombre des militaires succombés à l'épidémie de grippe ; il a dû cependant être excessivement élevé. Voy. *La Guerre et la Grippe* dans la *Revue de Genève*, décembre 1924, notamment pp. 710-714.

naissances (mort-nés non compris) dans chacune des trois parties constitutives du Royaume-Uni pendant les années 1912-1921 :

Année	Angleterre et Pays de Galles			Ecosse			Irlande	
	Décès (1)		Naissances	Décès (1)		Naissances	Décès	Naissances
	Total	Civils		Total	Civils			
1912	486.939	486.939	872.737	72.340	72.340	122.790	72.187	101.035
1913	504.975	504.975	881.890	73.069	73.069	120.516	74.694	100.094
1914	516.742	516.742	879.096	73.557	73.557	123.934	71.345	98.806
1915	562.253	553.476	814.614	81.631	80.325	114.181	76.151	95.583
1916	508.217	497.145	785.520	70.640	69.022	109.942	71.391	91.437
1917	498.922	486.965	668.346	69.483	67.815	97.441	72.724	86.370
1918	616.991	592.958	662.661	78.372	75.315	98.554	78.695	87.304
1919	504.254	495.592	692.438	75.149	73.871	106.268	78.612	87.325
1920	466.213	466.213	957.782	68.179	68.179	136.546	66.538	99.536
1921	458.629	458.629	848.814	65.311	65.311	123.195	63.838	90.720

Ces chiffres permettent quelques observations générales s'appliquant aux trois parties du Royaume-Uni.

1° — Il est douteux que l'année 1913 puisse être considérée comme « normale » au point de vue de la mortalité, le nombre de décès de cette année ayant été, dans les trois parties du Royaume-Uni, sensiblement supérieur à celui observé l'année précédente (Un phénomène analogue, quoique moins prononcé, peut être constaté aussi pour la natalité). Pour la plus forte raison, étant donné la tendance générale de la mortalité à baisser, est-il difficile d'admettre le nombre de décès de 1913 comme « normal » pour les années suivantes. Il se

(1) Les « totaux » comprennent aussi les militaires décédés en Angleterre et au Pays de Galles ainsi qu'en Ecosse. Pour l'Angleterre et le Pays de Galles, le Rapport du *Registrar-General* marque aussi à part le nombre des civils et celui des militaires. Pour l'Ecosse, nous avons nous-même calculé le nombre des civils en admettant, pour chaque année, la même répartition proportionnelle des civils et des militaires que celle observée en Angleterre et au Pays de Galles.

peut d'autre part, que la mortalité de 1912 ait été inférieure à la normale. Il paraît cependant qu'en aucun cas on ne risque de sous-estimer la mortalité qui « normalement » se serait produite en 1914-1919 (et que, par suite, on n'exagère pas le surplus de mortalité dû à la guerre) en prenant comme « normale » la moyenne des nombres de décès de 1912 et de 1913, soit : 495.957 pour l'Angleterre et le Pays de Galles, 72.705 pour l'Ecosse et 73.441 pour l'Irlande.

2° — Les années 1920 et 1921 se trouvent déjà en dehors de l'action destructive de la guerre tant pour les décès que pour les naissances (1).

3° — La recrudescence de la mortalité de la population civile ne se fait pas sentir d'une façon continue durant toute la période 1914-1919 ; elle est bien marquée au début de la guerre (notamment en 1915) et, surtout, à la fin (en 1918) ; par contre, au milieu de la guerre (notamment en 1917) la mortalité ne dépasse nullement le niveau qu'on doit considérer comme normal. Sous ce rapport, le Royaume-Uni tout entier offre une grande ressemblance, comme nous le verrons plus loin, avec les pays neutres. On peut cependant remarquer que cette baisse de la mortalité en pleine guerre est moins prononcée en Angleterre et au Pays de Galles (surtout si l'on tient compte de la forte diminution du nombre des nouveau-nés) ; elle est, au contraire très marquée en Ecosse et en Irlande où le nombre des décès de la population civile se trouve, en 1916 et 1917, sensiblement au-dessous du niveau de 1912-1913.

§ 57. — Si nous examinons maintenant de plus près les chiffres

(1) Pour ce qui concerne les décès, vu la tendance normale de la mortalité à baisser dans les pays de notre civilisation, il n'est pas certain que la baisse de 1920-1921 constitue une phase « réparatrice » de la période démographique spéciale provoquée par la guerre. En tout cas, vu cette tendance normale, la « réparation » spéciale paraît avoir été de faible importance. En revanche la tendance normale de la natalité à baisser souligne encore davantage le caractère exceptionnel de la brusque hausse des naissances en 1920 marquant ainsi très nettement une phase nouvelle, « réparatrice », après la phase destructive provoquée par la guerre. Seulement au Royaume-Uni comme en France, cette phase n'a pas été de longue durée et la baisse « normale » recommença bientôt plus forte que jamais de sorte qu'en 1924 le taux de la natalité de l'Angleterre tomba au niveau, réputé longtemps unique, de la natalité française (18,8 p. 1000 habitants) ; en 1925, il est tombé même au-dessous de ce niveau avec 18,3 p. 1000 habitants (*The Registrar-General's Statistical Review*, 1925, part. II, p. 5).

se rapportant à chacune des trois parties constitutives du Royaume, nous remarquons ce qui suit :

Angleterre et Pays de Galles. — Le total des décès de la population civile a été, pour les 6 années 1914-1919, de 3.142.878 ; en acceptant comme nombre annuel normal de décès la moyenne des nombres observés en 1912 et 1913 (soit 495.957), on aurait dû observer, sans la guerre, en tout (495.957 × 6 =) 2.975.742 décès. En réalité, la population civile de l'Angleterre et du Pays de Galles a donc enregistré (3.142.878 — 2.975.742 =) 167.136 décès de plus qu'en temps normal.

En outre, le total des naissances vivantes, pour les années 1914-1919, a été de 4.502.675. Si la moyenne des nombres observés en 1912 et 1913 s'était maintenue pendant les années 1914-1919, on aurait observé pendant ces six ans (877.314 × 6 =) 5.263.881 naissances vivantes. En réalité, il y avait donc, pendant ces 6 ans, (5.263.881 — 4.502.675 =) 761.206 nouveau-nés de moins. La mortalité de tous les groupes d'âge restant la même et 10,17 p. 100 étant le taux annuel moyen de la mortalité des enfants de moins d'un an en 1912 et 1913, on aurait donc dû constater, du fait de la diminution du nombre des nouveau-nés, (761.206 × 0,1017 =) 77.415 décès de moins (1).

En additionnant ces deux chiffres (167.136 + 77.415), nous arrivons à la conclusion que le *surplus de décès causé par la guerre parmi la population civile de l'Angleterre et du Pays de Galles doit être évalué à environ 255.000.*

§ 58. — Ecosse. — Le fait que dans ce pays, la mortalité a, à certaines années de la guerre, continué sa baisse normale, nous décide d'adopter ici plutôt la méthode indiquée pour les pays neutres (voy. la fin du § 35). Au lieu d'envisager toute la période de six ans, nous n'examinerons que les années où il y a eu effectivement recru-

---

(1) Il faudrait, à proprement parler, tenir compte, d'un autre côté, aussi de l'accroissement naturel de la population (d'environ 5 p. 1000 par an), ce qui relèvrait le total « normal » des décès de quelque 15 mille. Nous croyons cependant pouvoir négliger cette petite correction, car il est évident que, par suite de la mobilisation, la population *civile*, loin d'augmenter, a sensiblement diminué. Et puis, en acceptant pour 1914-1919 comme normal le nombre des décès de 1912-1913, nous avons certainement déjà majoré le total normal des décès de la période de la guerre.

descence exceptionnelle de la mortalité, en comparant la mortalité de ces années à celle de l'année qui les a précédées. Nous nous rendons parfaitement compte de ce que cette méthode a d'incertain; mais nous croyons cependant nous écarter ainsi de la vérité moins qu'en suivant la méthode générale indiquée pour les pays bélligérants. D'ailleurs, les chiffres dont il s'agit ne sont pas très considerables et devant les dimensions énormes du phénomène général que nous étudions, ces déviations locales sont d'une importance restreinte.

Il n'y a eu de notable recrudescence de mortalité parmi la population de l'Ecosse qu'en 1915 et 1918-1919. L'excédent des décès en 1915 par rapport à 1914 a été de 80.325 — 73.557 = 6.768. L'excédent des décès pendant les 2 années 1918 et 1919 par rapport au double du nombre des décès observés en 1917 est de (75.315 + + 73.871) — 67.815 × 2 = 13.556. *Le surcroît total de la mortalité observé pendant la période de la guerre serait ainsi pour l'Ecosse d'environ 20.000.* (= 6.768 + 13.556). Certains facteurs secondaires, qui ont plutôt une tendance à se compenser dans une forte mesure, sont ici laissés de côté (1).

§ 59. — Pour l'Irlande, nous procèderons exactement de la même façon que pour l'Ecosse. L'excédent des décès de 1915 par rapport à 1914 a été de 76.151 — 71.345 = 4.806. L'excédent des décès observés pendant les années 1918 et 1919 par rapport au double du nombre des décès de 1917 est de (78.695 + 78.612) — — 72.724 × 2 = 11.859. *Le surcroît total de la mortalité observé pendant la période de la guerre aurait été ainsi pour l'Irlande d'environ 17.000* (= 4.806 + 11.859).

§ 60. — *Pour l'ensemble du Royaume-Uni, le total des décès indirectement causés par la guerre devrait être évalué ainsi à un peu moins de 300.000* (255.000 + 20.000 + 17.000 = 292.000).

Quant aux maladies qui, de façon immédiate, ont occasionné cette mortalité accrue, elles étaient plusieurs; ainsi, nous avons vu plus haut (§ 39) la recrudescence de la mortalité par tuberculose

---

(1) Ainsi, pour les variations des naissances, la baisse de 1915 (par rapport à 1914) se trouve compensée par la hausse de 1919 (par rapport à 1917); si le nombre de décès de 1914 est par trop élevé pour être considéré comme normal, celui de 1917 est peut-être trop bas, et ainsi de suite.

pulmonaire pendant les années de la guerre. Cependant, la part léonine du surcroît de mortalité que nous venons de constater revient à l'épidémie de *grippe*. D'après le Ministère de la Santé du Royaume-Uni (1), les décès attribuables à la grippe en 1918-1919 ont été au nombre de :

151.446 pour l'Angleterre et le Pays de Galles
17.575 pour l'Ecosse
14.556 pour l'Irlande,

soit de 183.577 pour l'ensemble du Royaume-Uni (2).

§ 61. — L'ITALIE entra en guerre en mai 1915 et l'année 1914, au point de vue de la mortalité, fut encore pour elle une année normale. Le nombre de décès a été, en effet, en 1914 (643.355) inférieur à celui de 1913 (663.966) quoique supérieur à celui de 1912 (635.788), année de la plus faible mortalité avant la guerre. C'est donc à 1914 que nous comparerons les années de guerre.

Voici les chiffres des décès et des naissances en Italie (territoire d'avant guerre) de 1914 à 1921 (3) :

---

(1) *Report on the Pandemic of Influenza, 1918-919;* London, 1920, pp. 35-52.

(2) Outre les Rapports Annuels du *Registrar-General,* voy. en particulier le supplément au 81e *Rapport* consacré spécialement à la grippe (*Report on the Mortality from Influenza in England and Wales during the Epidemic of 1918-919.* London, 1920). D'après le Registrar-General, le nombre des décès par grippe a été en Angleterre et dans le Pays de Galles comme suit :

1916	8.791	16 080
1917	7.289	
1918	112.329	157.130
1919	44.801	

Il y a eu ainsi, en Angleterre et au Pays de Galles, en 1918-1919, 141.000 décès par grippe de plus qu'en 1916-1917. On a enregistré en 1918 en outre 59.666 décès par pneumonie contre 37.916 en 1916 et 39.832 en 1917, donc 20.792 de plus que la moyenne des années 1916-1917. Ce dernier chiffre de décès est très probablement le résultat des complications de la grippe. L'épidémie aurait fait ainsi en Angleterre et au Pays de Galles 162.000 victimes (141.050 + 20.792). Pour l'ensemble du Royaume-Uni on arriverait donc au même chiffre que pour la France, à savoir : près de 200.000.

(3) *Annuario Statistico Italiano* 1915, 1916, 1917-18 et 1919-21.

Années	Décès (civils)	Naissances vivantes
1914 . . .	643.355	1.114.091
1915 . . .	710.667 (1)	1.109.183
1916 . . .	721.847	881.626
1917 (2) . .	682.311	691.207
1918 (2) . .	1.166.132	640.263
1919 . . .	676.329	770.620
1920 . . .	681.749	1.158.041
1921 . . .	642.234	1.118.344

L'année 1921 se trouve en dehors de l'action destructive de la guerre tant pour la mortalité que pour la natalité. L'année 1920 se trouve également en dehors de la phase destructive pour ce qui concerne la natalité, mais pas pour la mortalité. C'est donc la période 1915-1920 que nous devons examiner.

Pour ce qui concerne l'année 1915, nous avons laissé de côté les 30.476 décès produits par le tremblement de terre et n'ayant, par conséquent, aucun rapport ni avec la mortalité normale ni avec celle causée par la guerre.

D'un autre côté, les nombres des décès et des naissances de 1917 et de 1918 ne sont pas complets puisqu'ils ne comprennent pas la partie envahie du pays (234 et 236 communes). L'*Annuario Statistico* n'indique pas le chiffre de la population de la région envahie. Pour établir le nombre approximatif des décès et des naissances qui eurent lieu en 1917 et 1918 dans cette région, nous procèderons, dans ces conditions, d'une façon analogue à celle que nous avons adoptée pour les départements envahis de la France.

En 1915 et en 1916, la *Vénétie entière* avait enregistré respectivement 75.244 et 76.720 décès sur un total de 710.667 et

(1) Non compris 30.476 décès causés par le tremblement de terre du 13 janvier 1915.

(2) Les données manquent, en 1917, pour 234 communes et, en 1918, pour 236 communes de la Vénétie qui furent envahies par l'ennemi (le total des communes du Royaume d'Italie s'élevait à 8.345).

721.847 décès de l'ensemble du Royaume. Cela veut dire que, pour la somme des deux années, les décès de la Vénétie constituaient $\left(\frac{151.964}{1.432.514-151.964} = 11{,}9 \text{ p. } 100\right)$ du nombre des décès du *reste* du Royaume. En déduisant de 682.311 (total des décès enregistrés en 1917) le chiffre de 55.064 (nombre des décès enregistrés dans la partie *non*-envahie de la Vénétie), on obtient le nombre (627.247) des décès survenus dans le Royaume sans la Vénétie; en ajoutant ensuite le 11,9 % de ce dernier chiffre (74.642), devant correspondre approximativement au nombre des décès en 1917 dans l'ensemble de la Vénétie, on obtient pour tout le Royaume un total de 701.889 décès en 1917 (dont 19.578 décès pour les 234 communes envahies). En procédant exactement de la même façon pour l'année 1918, on arrive à un total de décès de 1.208.588 (dont 42.456 pour la région envahie). Pour les deux années, nous ajoutons donc ensemble 62.034 décès à ceux enregistrés dans la partie non-envahie du Royaume. Ce calcul, comme on le voit, est basé sur l'hypothèse que le rapport des nombres de décès de la région envahie et du reste du pays est demeuré pour les mêmes territoires, le même qu'avant l'invasion, c'est-à-dire que l'invasion n'a pas contribué à aggraver plus particulièrement la mortalité des territoires qu'elle a touchés. C'est donc une hypothèse plutôt optimiste. Mais pour ce qui concerne l'ensemble du Royaume, vu qu'il ne s'agit que d'une partie du pays relativement restreinte, l'écart de la réalité ne peut avoir qu'une faible importance.

En appliquant le même procédé de calcul pour les naissances (la Vénétie ayant compté, en 1915-1916, 13,4 % des naissances vivantes du reste du Royaume), on obtient pour 1917 un total de naissances vivantes de 716.546 (dont 25.339 pour la région envahie) et, pour 1918, le total de 666.199 (dont 25.936 pour les territoires envahis). Pour les deux années ensemble, nous ajoutons ainsi 51.275 naissances vivantes à celles enregistrées dans l'Italie non-envahie.

§ 62. — Au total, il y eut ainsi en Italie, pendant les six années 1915-1920, 4.701.000 décès (dont 4.639.035 enregistrés et 62.000 dans la région envahie pendant les années 1917-1918). En admettant comme normal le nombre de décès de 1914, on conclura que ($643.355 \times 6 =$) 3.860.000 décès constituaient la mortalité « normale » des six années 1915-1920. En réalité, la population de l'Italie

a ainsi enregistré 841.000 décès de plus qu'en temps normal (déduction faite déjà pour les victimes du tremblement de terre).

Mais en même temps, le nombre des nouveau-nés avait baissé dans une mesure formidable. En effet, si le nombre des naissances vivantes observé en 1914 s'était maintenu, on aurait dû constater pour les années 1915-1920, 6.684.546 naissances vivantes (1.114.091 × 6); en réalité, il n'y a eu que 5.302.000 naissances vivantes, dont 5.250.940 enregistrées et 51.000 en 1917-1918 pour la région envahie. Il y a eu donc, pendant la période 1915-1920, 1.382.000 naissances vivantes de moins. La mortalité de tous les groupes d'âge restant la même qu'en 1914 et 13,0 % ayant été, en 1914, la mortalité des nouveau-nés dans la première année de vie, cette diminution du nombre des nouveau-nés aurait donc dû réduire le nombre global des décès de la période 1915-1920 de (1.382.000 × 0,13 =) 180.000.

En additionnant les deux chiffres: 841.000 (nombre de décès en plus du temps normal) et 180.000 (nombre de décès qu'il y aurait eu normalement de moins par suite de la diminution du nombre des nouveau-nés), on arrive à la conclusion que le *surplus de décès causé par la guerre parmi la population civile de l'Italie atteint le chiffre formidable d'un million* (1.021.000) (1).

Le nombre des décès indirectement causés par la guerre a ainsi été en Italie environ deux fois plus élevé qu'en France, plus du triple du nombre observé au Rayaume-Uni et le quadruple de celui constaté pour l'Angleterre et le Pays de Galles.

§ 63. — Quelle sont les *maladies* qui ont occasionné cette épouvantable mortalité? Elles étaient fort nombreuses comme on peut s'en rendre compte d'après le tableau que voici (2):

---

(1) Si l'on laissait entièrement de côté les décès (et les naissances) de la région envahie pour les années 1917 et 1918, le chiffre obtenu serait de 55.000 moins élevé. Mais il va de soi qu'une pareille soustraction n'aurait aucune justification; nous n'en parlons que pour montrer que le mode de calcul de la mortalité du territoire envahi ne peut guère avoir d'influence notable sur le résultat d'ensemble.

Il faudrait cependant défalquer une dizaine de mille militaires (5.663 pour les années 1917-1918) décédés dans les hôpitaux ordinaires et compris dans les chiffres de décès examinés plus haut. (Voy. *Aperçu de la démographie des divers pays du monde*, 1925, p. 336, note 1, ainsi que *Annuario Statistico Italiano* 1917-18, p. 51, note *e*), et 1919-21, p. 61, note *c*).

(2) *Annuario Statistico Italiano* 1917 e 1918, p. 51, et 1919-1921, p. 61.

Certaines causes de décès en Italie (1912-1921)

Années	Tuberculose disséminée et pulmonaire	Autre tuberculose	Maladies de la peau	Apoplexie et congestion cérébrale	Maladies des reins	Anémie et Leucémie	Marasme sénile	Diarrhée, entérite choléra nostras ulcère des intestins etc.	Grippe	Bronchite aiguë	Pneumonie	Bronco-pneumonie	Fièvre typhoïde	Malaria, paludisme	Cause inconnue ou non déclarée
1912	37.618	14.570	60.194	35.351	15.744	9.848	46.140	59.536	3.141	41.462	33.394	38.476	7.743	3.161	2.587
1913	37.601	15.263	61.595	36.063	16.275	11.371	47.858	80.194	4.272	38.738	33.307	39.816	7.964	2.664	2.576
1914	37.732	14.227	64.878	39.419	16.379	11.048	47.602	72.082	3.359	37.603	32.524	38.995	6.954	2.045	2.454
1915	41.011	16.331	68.759	42.717	17.189	13.711	53.060	88.768	4.174	42.952	32.533	45.218	9.467	3.838	3.135
1916	43.248	17.802	65.699	40.538	17.140	13.159	52.466	90.534	5.919	46.061	36.058	49.442	10.831	5.060	4.307
1917	45.281	16.886	70.063	42.173	17.750	11.683	56.153	74.179	3.814	36.890	36.918	41.374	9.353	8.407	8.423
1918	*55.883*	*18.061*	*83.611*	*44.419*	*20.775*	*15.212*	*65.655*	*93.467*	274.041	*51.132*	*77.565*	*99.898*	10.653	*11.477*	*29.600*
1919	46.323	15.926	67.101	40.101	16.527	10.300	56.974	64.930	31.781	30.032	31.615	44.803	7.659	6.760	10.800
1920	43.529	14.595	64.691	40.221	15.871	11.380	49.220	78.145	24.428	30.386	33.954	49.773	9.620	4.223	6.474
1921	39.136	13.223	65.488	39.403	16.075	7.891	49.562	88.353	4.162	27.600	27.806	38.998	10.116	4.848	9.272

L'extension et l'acuité de certaines maladies variant considérablement d'une année à l'autre, nous avons donné le nombre des victimes des diverses causes de décès figurant sur notre tableau pour chacune des trois années qui ont précédé l'entrée de l'Italie en guerre, afin de mieux voir l'intensité de ces maladies dans les conditions créées par la guerre.

Toutes les maladies figurant sur le tableau, s'aggravent avec la guerre; de plus, leur recrudescence va, d'une façon générale, en augmentant avec la durée de la guerre; elles atteignent toutes leur maximum absolu en 1918 (1); elles déclinent toutes ensuite. En regardant ce tableau, on a l'impression bien nette qu'il y a une cause générale, fondamentale, qui fait monter la mortalité en 1915-1918, que cette cause une fois passée, la mortalité rentre dans son cadre normal et que les diverses maladies ne sont, en quelque sorte, que des canaux par lesquels se déverse, des tuyaux dans lesquels monte le débordant flot de sang.

Remarquable est ici, comme en Angleterre (voy. § 39) ou en Allemagne (§ 40), la marche meurtrière de la tuberculose, surtout de la tuberculose pulmonaire et disséminée. Le nombre des victimes qu'elle faisait avant la guerre était d'une stabilité surprenante (pour 1912-1914, c'était 37.650 victimes par an, avec quelque dizaines de plus ou de moins); intervient la guerre et le nombre de décès par ces formes de tuberculose se met à monter graduellement et sans interruption: 41.000, 43.000, 45.000. L'année 1918, l'année meurtrière entre toutes, amène un bond brusque: c'est 56.000. L'année suivante commence le recul; mais en 1919 le nombre des victimes est encore supérieur à ceux observés avant 1918: c'est 46.000; dans la suite, c'est 44.000 et 39.000.

Les autres maladies, maladies de la peau, maladies des reins, anémie, marasme sénile, etc. répètent exactement ou à peu près le même mouvement (2).

---

(1) Chose curieuse, de toutes les maladies figurant sur notre tableau, seule la fièvre typhoïde, cette compagne fidèle des guerres du passé, paraît faire exception sous ce rapport. Peut-être précisément parce qu'on l'attendait, on était mieux armé pour la combattre.

(2) La marche du groupe hétérogène des maladies intitulées: « Diarrhée, entérite, choléra, ulcères, etc. » est plus compliquée; on remarquera notamment la nouvelle hausse en 1920-1921. Cette hausse est due uniquement à la mortalité des nouveau-nés (les naissances, comme nous l'avons vu § 61, ayant presque doublé de 1918 à 1920-21). En effet, le nombre des enfants de moins d'un an morts de

§ 64. — Mais en Italie, comme ailleurs, c'est par le canal largement ouvert de la *grippe* que la santé publique fut battue en brèche et que la mort est parvenue à faire les ravages de beaucoup les plus vastes.

La marche de la grippe présente quelques caractères propres. D'importance restreinte au début, elle aussi s'accroît en 1915 et 1916, mais baisse ensuite en 1917. En 1918, elle devient tout d'un coup la plus terrible des épidémies et se fait lourdement sentir encore pendant les années suivantes (1).

Le groupe des maladies qui fréquemment se greffaient sur les cas de grippe en les aggravant (bronchite aiguë, pneumonie et broncho-pneumonie) suit une marche analogue à celle de la grippe. Beaucoup plus meurtrières qu'elle en temps normal, elles montent dès le début de la guerre, surtout en 1916, semblent fléchir un peu en 1917, mais deviennent terribles en 1918, lorsqu'elles deviennent la forme compliquée de la grippe : la pneumonie et la broncho-pneumonie font alors deux fois autant de victimes qu'en 1916.

Quel a été le nombre des victimes que l'épidémie de grippe a faites en Italie?

Dans les trois années 1918-1920, sont morts de la grippe 330.250 individus, donc environ le tiers d'un million. De ce chiffre, près de 275.000 sont morts en 1918 et 56.000 en 1919 et 1920. Cependant, d'après le nombre de victimes de la grippe en 1917, il y aurait eu, même sans l'épidémie, quelque 11.500 décès par la grippe dans les trois années 1918-1920 ($3.814 \times 3 = 11.442$). Sont donc dus à l'épidémie ($330.250 - 11.442) = 318.808$ décès. Mais à ce chiffre, on doit ajouter les victimes de l'épidémie mortes de bronchite aiguë, de pneumonie et de broncho-pneumonie lorsque ces maladies étaient des complications de la grippe. Si l'on attribue à l'épidémie l'excédent des victimes qu'elles ont faites en 1918 par rapport à 1917, on obtient 14.242 décès par bronchite aiguë, 40.647 décès par pneu-

---

ces maladies a été de 30.013 en 1918, de 23.478 en 1919, de 43.222 en 1920 et de 47.054 en 1921 (*Op. cit.*, pp. 76-79).

(1) Un lien de filiation a-t-il existé entre la petite vague annonciatrice de 1916 et la pandémie de 1918-1919? On ne le saura probablement jamais. Notons, cependant que certains auteurs, notamment le prof. Lutrario, directeur de la Santé Publique d'Italie, font remonter les origines de la pandémie à l'année 1916, notamment au front russo-allemand. Voy. *Il Policlinico* du 23 mars 1919, p. 374, et *Bulletin Mensuel* de l'Office International d'Hygiène Publique, juin 1919, p. 623 et suiv.

monie et 58.524 par broncho-pneumonie, soit ensemble 113.413, attribuables à la grippe.

Au total l'épidémie grippale aurait fait ainsi en Italie 432.000 décès (= 318.808 + 113.413) (1).

Il est fort douteux que l'une quelconque des plus terribles épidémies qui aient jamais désolé la péninsule, ait fait un nombre semblable de victimes.

§ 65. — Bien qu'ayant été envahie et occupée par l'ennemi, la BELGIQUE possède des statistiques du mouvement de sa population qui semblent relativement complètes. Seulement, pour les années 1914-1918, les statistiques se rapportent aux décès et aux naissances de droit, ce qui est, pour la comparaison avec les autres années, plutôt un moindre mal étant donné les grands changements provoqués par l'invasion dans l'état de la population de fait. Le mouvement de la population d'Eupen et Malmédy n'est pas compris dans les chiffres que nous allons examiner.

Voici quel a été, d'après les archives de l'Administration de la Statistique Générale de la Belgique, le mouvement des décès et des naissances vivantes dans ce pays pour les années 1912-1921 (2) :

Année	Décès	Naissances
1912	112.378	171.187
1913	111.227	171.099
1914	108.720	156.389
1915	100.674	124.291
1916	101.044	99.360
1917	124.824	86.675
1918	157.340	85.056
1919	113.732	123.314
1920	102.505	163.738
1921	102.908	163.333

(1) Une certaine recrudescence de la pneumonie, de la bronco-pneumonie, etc., se serait probablement produite en 1918 même sans la grippe, comme cela a été le cas pour les autres maladies de notre tableau. Mais, d'un autre côté, il y avait encore des complications de la grippe autres que la pneumonie etc. Et dans l'accroissement considérable des décès par « cause inconnue ou non déclarée », il y avait certainement aussi, en 1918, un grand nombre de grippés. A tout prendre, le chiffre de 432.000 ne doit donc pas s'écarter beaucoup de la réalité.

(2) *Annuaire statistique de la Belgique et du Congo belge*, 1915-1919, Bruxelles 1922.

Les années 1920 et 1921 se trouvent donc en dehors de l'action destructive de la guerre, pour la mortalité comme pour la natalité. Mais ce qu'il y a de frappant dans ce tableau c'est que la mortalité paraît avoir brusquement et sensiblement baissé au début de la guerre. Les nombres des décès de 1914-1916 auraient-ils effectivement été les plus bas de tous ceux observés en Belgique depuis 1866 et jusqu'à 1923? (tel serait effectivement le cas si les chiffres cités dans notre tableau étaient exacts). On peut en douter à priori, et surtout après tout ce que nous savons sur l'action meurtrière de la guerre. Ce fait paraît d'autant plus étrange que la natalité, elle, a ressenti d'une façon excessivement forte le contre-coup de la guerre et de l'occupation : non seulement le chiffre de 1918, mais aussi ceux de 1916 et 1917 sont de beaucoup les plus bas de tous ceux qui furent jamais observés dans ce pays; le chiffre de 1915 n'est dépassé comme bas niveau que par ceux de la période troublée 1846-48 (resp. 120, 118 et 120 mille par an). En dehors de cette période, le nombre de naissances en Belgique n'était jamais tombé au-dessous de 130.000 par an (les statistiques remontant jusqu'à la fondation du Royaume en 1830); en 1915-1917, ce nombre tombe par contre à 124.000, à 99.000 et même à 87.000. Comment dès lors s'expliquer que la mortalité, au contraire, n'ait subi aucune influence destructive de la guerre, qu'elle ait brusquement baissé et cela dans une mesure plus forte que jamais en temps normal?

Mais ce qui paraît plus surprenant encore, c'est la formidable chute de la natalité qui se serait produite en 1914 (en même temps que celle de la mortalité) alors que le mouvement des naissances n'a naturellement pas encore pu être influencé par la guerre. Cette chute, qui par ses dimensions n'a rien de commun avec la baisse normale du nombre des naissances, démontre clairement (ce qui du reste était à prévoir) que les statistiques des naissances et des décès du temps de la guerre et de l'occupation ne sont, en réalité, *pas complètes*, que ces statistiques « de droit » ne sont notamment pas comparables telles quelles aux statistiques « de fait » d'avant guerre (en grande partie probablement à cause de l'exode d'une importante fraction des habitants; en partie certainement aussi par le seul fait que les statistiques de 1912-13 se rapportent à la population de fait tandis que celles de 1914-18 concernent la population de droit).

Ainsi s'expliquent tout naturellement les divers points étranges que nous venons de signaler dans notre tableau. Mais cette conclusion rend malaisée sinon impossible notre tâche à nous qui est de fixer la

mortalité causée indirectement par la guerre en Belgique. En tout cas, nous ne pourrons le faire que d'une façon très incomplète.

§ 66. — Dans ces conditions, nous nous bornerons à fixer la recrudescence de mortalité qui est visible d'après notre tableau, c'est-à-dire celle des années 1917-1919 par rapport au niveau de 1916 (laissant ainsi ouverte la question de savoir si et dans quelle mesure l'état de 1916 dépassait lui-même le niveau normal).

Pour les trois années 1917-1919, l'ensemble des décès enregistrés s'est élevé à 395.896, ce qui fait 92.764 en plus du triple du nombre des décès de 1916 (395.896 — 101.044 × 3). Comme d'un autre côté, la somme des naissances vivantes enregistrées pendant ces trois années (295.045) est à peu près égale au triple du nombre de 1916 (99.360 × 3 = 298.080), il est inutile de faire intervenir encore le facteur naissances (1). Faute de données plus complètes, *c'est donc à 92.000 que nous évaluerons le nombre des décès indirectement causés par la guerre en Belgique.* De ce chiffre, environ 30.000 (la différence entre le nombre de décès de 1918 et de 1917 donne 32.524) seraient attribuables à l'épidémie de grippe (2).

§ 67. — Pour l'opinion publique, le PORTUGAL a été presque un neutre parmi les belligérants. Il n'est entré en guerre qu'au mois de mars 1916. Il n'a pas ou il n'a guère participé aux opérations militaires en Europe et son action de combat s'est déroulée entièrement dans la lointaine Afrique. Le nombre de ses militaires morts à la

---

(1) Pour rester logique, nous devrions envisager seulement les années 1917 et 1918, les statistiques de 1919 étant redevenues complètes et se rapportant de nouveau aux décès de fait (et, par conséquent, peu comparables avec celles de 1916). Pour les deux années 1917-1918, l'excédent sur 1916 est de 80.076; le déficit des naissances sur 1916 est de 26.989, ce qui augmente l'excédent des décès (selon notre procédé habituel) de 3.132 (le taux de décès des enfants de moins d'un an, ayant été en 1916 de 11,6 % naissances vivantes). Cela fait ensemble un surplus de 83.208 décès en 1917-1918 par rapport à 1916. Mais étant donné les lacunes signalées dans le texte, on doit admettre que le chiffre de 92.000 se rapproche sans doute plus de la réalité.

(2) Dans la première partie de la présente étude, publiée dans le « Metron » en 1925 (vol. V, N. 1), nous nous sommes efforcé d'établir le nombre des *militaires* belges morts à la guerre d'après des sources plutôt indirectes et nous nous sommes arrêté au chiffre approximatif de 40.000 (voy. § 8). Or, une source de renseignements officiels m'avait échappé. En effet, l'*Annuaire statistique de la Belgique et du Congo Belge* 1915-1919 (Bruxelles, 1922, p. 100) donne les chiffres

guerre n'a été que d'une huitaine de mille en tout, les indigènes d'Afrique compris (voy. plus haut § 13). Il fut cependant très durement frappé par l'action indirectement meurtrière de la guerre. Car sa situation géographique et notamment la situation de sa capitale, au milieu des voies maritimes, par lesquelles les épidémies se ramifient surtout de nos jours et qui ont, en particulier, si puissamment contribué à propager l'épidémie grippale sur toute notre planète, l'a excessivement exposé à la contagion. Les bateaux transportant les troupes lors de l'épidémie offraient parfois aux-mêmes un spectacle d'horreurs presque incroyable (1) et ne pouvaient ne pas infecter le pays ou ne pas aggraver le fléau là où il sévissait déjà.

---

officiels sur les dommages de guerre qui, pour la question qui nous occupait, sont les suivants:

	Officiers	*Hommes de troupe*	*Ensemble*
Tués, morts des suites de blessures ou d'accidents	1.164	25.174	26.338
Morts des suites de maladies, disparus	407	13.622	14.029
TOTAL . . .	1.571	38.796	40.367

Le chiffre approximatif auquel nous nous sommes arrêté coïncide ainsi parfaitement avec le total général donné officiellement.

La même source (*ibid.*, note *a*) ajoute: «les pertes de l'armée coloniale sont environ de 2620 soldats et de 15.650 porteurs».

(1) «Le cas le plus effrayant d'épidémie militaire et navale parvenu à notre connaissance, et qui pourra difficilement être dépassé, est celui du vapeur portugais *Mozambique* affecté au rapatriement des troupes portugaises qui ont fait partie, dans la colonie du même nom, du Corps expéditionnaire contre les forces allemandes de l'Afrique Orientale. Sorti de Mozambique le 12 septembre, il entre le 29 au Cap où le fléau avait atteint des proportions terrifiantes, sévissant particulièrement parmi les ouvriers des quais chargés de mettre le charbon à bord. Il sort le 1er octobre de ce volcan pestilentiel et, dès le 4, s'entassent à la consultation des médecins du bord des soldats atteints de pneumonie grippale; le 6 a lieu le premier décès; par une progression rapide, on arrive, le 11, à compter le maximum de 43 décès en 24 heures; la mortalité commence ensuite à décroître et, à partir du 16, elle ne donne guère plus d'un décès... L'allure a été des plus graves; cas foudroyants, états hémorragiques marqués et parmi eux hémoptysies abondantes, invasions rapides et massives du poumon, suppurations pulmonaires, etc.... La population totale du navire étant de 952 personnes, 199 sont mortes durant le trajet jusqu'à Lisbonne, où ce funèbre vapeur jetait l'ancre le 21 octobre, et 11 autres décès se produisirent après le débarquement.

C'est-à-dire que la mortalité générale a atteint 22 p. 100. La répartition des décès a fourni une proportion très inégale, fortement influencée hygièniquement

Voici d'ailleurs les chiffres des décès, ainsi que ceux des naissances vivantes qui se sont produits au Portugal pendant la période 1912-1921.

Années	Décès	Naissances
1912	119.578	207.870
1913	124.748	199,765
1914	117.967	193.942
1915	122.647	196.194
1916	129.215	193.016
1917	134.691	190.485
1918	253.227	181.408
1919	153.697	167.704
1920	144.222	205.540
1921	125.915	198.907

L'année 1920 appartient déjà à la phase réparatrice pour la natalité, mais pour ce qui concerne la mortalité, on se trouve encore dans la phase destructive. Par contre, les années 1914 et 1915 n'ont encore rien d'anormal au Portugal. Le nombre de décès oscillant notablement d'une année à l'autre (passant alternativement par une année de hausse et une année de baisse) avant l'entrée du Portugal en guerre, nous considèrerons comme « normale » pour les années 1916-1920, la moyenne des deux années 1914 et 1915, soit 120.307 décès par an.

Pour les 5 ans 1916-1920, on aurait donc eu normalement un peu plus de 600.000 décès (601.535). Effectivement, on a enregistré dans ce pays pendant cette période de 5 ans 815.052 décès, c'est-à-dire 214.000 de plus. En même temps, on constate pour les années 1916-1920 un total de 938.153 naissances vivantes; la moyenne des années 1914-1915 ayant été de 195.068, on aurait obtenu pour 5 ans

---

par l'état individuel et collectif des passagers: les 558 soldats rentrant d'un séjour insalubre et entassés en 4e classe ont perdu 180 des leurs (= 32,2 %), près du tiers; les 1re 2e et 3e classes, avec des officiers, des sous-officiers et des civils, en tout 261, n'ont fourni que 19 décès, soit 7,2 %. Aucun officier n'est mort, et de l'équipage n'a péri que 1,5 p. 100 ». *Rapport* présenté à la Commission Sanitaire des Pays Alliés, par le professeur JORGE, directeur de la Santé Publique du Portugal (*Bulletin Mensuel* de l'Office International d'Hygiène Publique, avril 1919, pp. 372-373).

Il va cependant de soi que malgré toute cette épouvante, des transports pareils n'étaient pas, pour la population, les plus dangereux; beaucoup plus funestes étaient ceux qui débarquaient leurs passagers pendant la période d'incubation de la maladie.

(195.068 × 5 =) 975.340. En réalité on a donc enregistré 37.000 de moins. Le taux des décès des enfants de moins d'un an p. 100 naissances vivantes ayant été de 15,2 en 1914 et de 14,7 en 1915, soit en moyenne de 15 %, on aurait dû enregistrer, pour une diminution de 37.000 naissances, 5.550 décès de moins (37.000 × 0,15). *Au total, le Portugal a donc subi, pendant les années 1916-1920, un accroissement de décès qui atteint le chiffre formidable de 220.000.*

Si nous attribuons à l'épidémie grippale le surplus de mortalité observé en 1918-1919 par rapport à 1917, nous trouvons que l'épidémie a fait au Portugal 138.000 décès (406.917 — 134.691 × 2). L'année 1918 fut de beaucoup la plus meurtrière de toutes celles observées dans ce pays. Le nombre de décès de cette année (253.227) dépassa le double d'une année normale.

Chapitre III. — Les pays alliés du Sud-Est européen : Serbie et Monténégro, Roumanie, Grèce.

§ 68. — Dans le présent chapitre, il s'agit, d'un côté, de pays qui même avant la guerre, ne possédaient pas de statistiques démographiques tant soit peu régulières ; cela s'applique notamment à la Grèce et au Monténégro. Il s'agit, d'un autre côté, de pays qui furent des théâtres d'opérations militaires, qui furent envahis et occupés par l'ennemi et dont l'armature politique et sociale, y compris le service statistique, fut désorganisée par la guerre. Tel a été le cas de la Serbie, du Monténégro et de la Roumanie. Pour établir les pertes en vies humaines subies par ces pays à la suite de la guerre, tant indirectement que directement, il faudrait donc recourir non seulement à des approximations grossières, mais parfois même à de simples conjectures basées uniquement sur de vagues impressions. Mais ces pays, en particulier la Serbie, furent si durement éprouvés par la guerre, qu'il est impossible de les laisser entièrement de côté dans le bilan funèbre que nous sommes en train de dresser ; car abstraction faite de toute autre considération, l'erreur que nous commettrions pour l'ensemble de notre bilan en négligeant complètement les ravages de la guerre dans ces pays serait sans doute plus grande que les mécomptes auxquels nous exposent les évaluations les plus grossières. Nous abordons donc l'étude de la mortalité indirectement causée par la guerre mondiale dans ces pays, mais sans prétendre nous trouver ici encore sur le terrain relativement solide des statisti-

ques des pays occidentaux examinées dans les deux chapitres précédents : la mesure d'approximation, l'étalon du vrai et du vraisemblable sont ici tout différents.

§ 69. — Pour la SERBIE (1), nous possédons : les données des recensements de la population se rapportant à la vieille Serbie ou Serbie septentrionale (c'est-à-dire sans les territoires annexés par le Traité de Bucarest de 1913) et dont le dernier eut lieu le 31 décembre 1910 ; les données du recensement yougoslave du 31 janvier 1921 classées selon les provinces dont le nouveau Royaume est composé ; enfin, les données du mouvement naturel de la population en vieille Serbie qui s'arrêtent malheureusement avec l'année 1912. Sur les territoires de la Serbie méridionale (annexée en 1913) ainsi que sur le MONTÉNÉGRO, nous possédons uniquement les renseignements du recensement yougoslave de janvier 1921. Sauf quelques indications de caractère plutôt particulier, voilà tous les documents sûrs que nous puissions utiliser pour notre recherche. Leur importance pour fixer les grandes lignes du phénomène que nous étudions serait cependant considérable si entre les deux recensements indiqués ne s'étaient produites — outre la guerre mondiale — les guerres balkaniques de 1912-1913. Cette dernière circonstance complique encore davantage notre tâche et nous obligera, sur des points importants, de procéder par simples évaluations conjecturales.

La Serbie septentrionale avait compté à la fin de l'année 1910, au total 2.911.701 habitants, dont 1.503.511 hommes et 1.408.190 femmes, soit 107 hommes p. 100 femmes. Le mouvement des naissances vivantes et des décès dans cette partie de la Serbie a été en 1911 et en 1912 comme suit :

	Naissances vivantes	Décès	Excédent des naissances sur les décès
1911	107.219	63.868	43.351
1912	114.257	63.358	50.899
Moyenne de 1911-1912 .	110.738	63.613	47.125

Un acroissement naturel de la population d'environ 47.000 par an peut être ainsi considéré comme normal pour la veille de la guerre

(1) Voy. aussi, dans la 1re partie de cette étude, les §§ 9 et 10 traitant de la mortalité directement causée par la guerre dans ce pays.

(en 1910 aussi, les naissances étaient au nombre de 112.309, les décès de 64.464, ce qui donnait un accroissement naturel de 47.845).

Si cet état de choses avait continué, l'accroissement naturel de la population pendant les 10 ans 1911-1920 aurait donc été de 471.250 (1). Lors du recensement de janvier 1921 on aurait donc trouvé dans la Serbie septentrionale (2.911.701+471.250=) 3.382.951 habitants. En réalité, on n'en trouva que 2.655.078, soit 727.873 de moins. Comme les migrations internationales n'ont eu dans ce pays, pendant la période considérée, à peu près aucune influence sur le nombre de la population (2), cet énorme déficit doit donc être entièrement attribué aux effets destructifs des guerres, des guerres balkaniques d'abord et de la guerre mondiale ensuite et surtout. Par rapport à la population recensée en 1921, le déficit forme 27,4 p. 100. (En d'autres termes, il faut multiplier la population recensée en 1921 par 1.274 pour obtenir le nombre d'habitants que le pays aurait eu sans l'action de ces guerres).

Admettant que les populations de la Serbie méridionale et du Monténégro ont souffert des guerres dans une mesure proportionnelle, on peut établir, sur la base de leur nombre en 1921, quel aurait été leur importance numérique sans l'action des guerres et quels sont les déficits que les guerres leur ont causés. La population recensée en janvier 1921 ayant été de 1.474.560 pour la Serbie méridionale et de 199.857 pour le Monténégro, on arrive ainsi à la conclusion que les déficits provoqués par les guerres ont dû être d'environ 404.000 (= 1.474.560 × 0,274) pour la Serbie méridionale et d'environ 55.000 (= 199.857 × 0,274) pour le Monténégro et que sans les guerres leurs populations respectives, au début de 1921, auraient été de 1.879.000 et de 255.000. Pour toute la Serbie (septentrionale et méridionale) et le Monténégro réunis, on trouve ainsi (au début de 1921) :

Population calculée en dehors de l'action destructive des guerres	5.516.000
Population recensée le 31 janvier 1921 .	4.329.495
Déficit attribuable aux guerres	1.187.000

(1) Pendant la décade précédente, la population de la Serbie (septentrionale) s'était accrue de 419.000, passant de 2.493.000 (fin 1900) à 2.912.000 (fin 1910), ce qui constitue un accroissement global *réel* de 16.8 %. L'accroissement naturel de 471.000 pour la période 1911-1920 serait proportionnellement légèrement inférieur, à savoir : 16.2 %.

(2) Voy. plus haut, *loc. cit.*

§ 70. — De ce formidable, de ce terrible déficit atteignant presque un million deux cent mille, une partie relativement petite peut être attribuée aux guerres balkaniques. D'abord, pour l'année 1912 nous avons encore des statistiques directes relatives aux naissances et aux décès et ces données, comme nous venons de le voir, n'accusent rien d'anormal (1); l'excédent des naissances sur les décès a été en 1912 même supérieur à celui que nous avons pris comme normal (50.899 contre 47.125). Quant à l'année 1914, au point de vue de la mortalité, elle appartient naturellement déjà à la période de la guerre mondiale; pour ce qui concerne les naissances, on peut admettre que c'était plutôt une année de hausse (comme le montrent aussi les statistiques du mouvement de la population en Bulgarie). Reste, par conséquent, la seule année 1913, qui a dû certainement avoir une mortalité élevée et une natalité réduite (c'est ce qui s'est effectivement produit en Bulgarie). Seulement, quelles qu'aient été cette hausse de la mortalité et cette baisse de la natalité, pour une seule année, le déficit qu'elles causèrent ne pouvait pas être excessivement grand.

Nous avons vu, en effet, que pour la Serbie septentrionale, le nombre des naissances d'une année normale a été de 111.000 et le nombre des décès de 64.000. Si nous admettons pour le reste de la Serbie et pour le Monténégro des nombres proportionnels, on arrive, pour la Serbie et le Monténégro réunis, à un total normal de 174.000 naissances vivantes et de 100.000 décès (2). Dans quelle proportion les nombres des naissances et des décès ont-ils pu changer en 1913?

En Bulgarie, le mouvement des naissances (vivantes) et des décès a été pendant les années 1911-1913 comme suit (3).

	Naissances	*Décès*
1911	175.708	94.127
1912	184.000	92.000
1913	107.560	119.964
Hausse (+) ou baisse (—) en 1913 en % de la moyenne de 1911-1912.	— 40 %	+ 29 %

(1) Tel fut aussi le cas de l'année 1912 en Bulgarie.

(2) Le total des habitants de la Serbie, septentrionale et méridionale, et du Monténégro doit être évalué, comme nous l'avons vu au § 9, à 4.530.000 (en 1910), ce qui fait 1,57 de la population de la Serbie septentrionale seule.

(3) Pour 1912, les chiffres sont cités d'après l'*Annuaire Statistique* de la

Si pour la Serbie et le Monténégro nous admettons une baisse de la natalité et une hausse de la mortalité de proportion égale à celle de la Bulgarie, laquelle paraît avoir été plus touchée par des épidémies (notons l'épidémie de choléra qui a éclaté dans les lignes de Tchataldja) et pour laquelle l'année 1913 fut une année de désastre militaire, il semble que nous ne risquons pas de sous-estimer les effets de la guerre balkanique pour ce qui concerne les populations serbes. Or, pour la Serbie et le Monténégro, une baisse des naissances de 40 p. 100 (sur un nombre normal de 174.000) signifiait 70.000 naissances de moins que d'habitude; une hausse des décès de 29 p. 100 (sur un nombre normal de 100.000) voulait dire 29.000 décès de plus que d'habitude. Ajoutons encore à ces chiffres environ 50.000 qui paraît être, comme nous l'avons déjà dit au § 9, le nombre approximatif probable des militaires serbes morts dans les guerres balkaniques et nous arriverons à la conclusion que les pertes de la population des deux royaumes serbes par suite des guerres balkaniques ne devaient pas dépasser 150.000 en chiffre rond (= 70.000 + 29.000 + 50.000).

Reste donc un déficit de plus d'un million (1.187.000 — — 150.000 = 1.037.000) causé par la guerre mondiale.

§ 71. — Quelle fraction de cet énorme déficit est attribuable à la baisse des *naissances* par rapport au niveau de 1911-1912?

Nous ne disposons d'aucun renseignement statistique, même partiel, sur le mouvement des naissances en Serbie au temps de la guerre mondiale. Mais il est hors de doute que la chute de la natalité a dû être excessivement forte, plus forte probablement que dans tout autre pays. Plusieurs circonstances ont dû y contribuer. D'abord, le bouleversement général et l'insécurité de la vie dans ce pays envahi par l'ennemi. Ensuite, le fait que les deux tiers environ de toute la population masculine de 15 à 49 ans furent mobilisés, proportion probablement plus élevée que dans aucun autre pays belligérant. Enfin, le taux normal de la natalité qui, dans ce pays, est excessivement élevé et qui, par suite, est probablement susceptible de plus grandes variations, admettant ainsi une plus grande contraction à certains moments tout en restant au-dessus du taux des pays à faible

---

France, de 1924 (Paris, 1925, pp. 201*-202*); pour les autres années, les chiffres sont empruntés aux publications mentionnées plus haut de l'Institut International de Statistique.

natalité (1). Nous admettrons donc que la natalité est tombée dans ce pays dans une mesure plus forte que partout ailleurs, à savoir : que durant toutes les cinq années 1915-1919 pendant lesquelles la natalité se trouvait sous l'action destructive de la guerre, le nombre des naissances est demeuré, en moyenne, égal à la *moitié* du nombre des naissances qui est normal pour le pays (2). En admettant une pareille réduction, nous ne risquons en tout cas pas de sous-estimer la baisse des naissances et nous croyons cependant ne pas trop nous éloigner de la réalité.

D'un autre côté, l'année 1920 qui suivit la première année de paix a été partout une année de forte hausse de la natalité. Il en a été certainement de même en Serbie après les cinq années de baisse tout à fait exceptionnelle que nous avons admises. Ici encore nous ne devons probablement pas nous tromper de beaucoup en acceptant pour l'année 1920 une hausse de natalité à peu près égale à la baisse moyenne d'une des cinq années précédentes, c'est-à-dire également de la moitié du nombre des naissances d'une année normale. On devrait ainsi envisager pour la période 1915-1920 une baisse nette pendant quatre ans (la baisse de la cinquième étant à peu près compensée par la hausse de 1920).

Le nombre annuel de naissances que nous avons admis comme normal pour la Serbie et le Monténégro réunis étant de 174.000, il s'ensuit que la diminution du nombre des naissances, pour la période 1915-1920, a dû être de

$$\frac{174.000 \times 4}{2} = 348.000$$

En outre, l'année 1914 qui suivit la forte baisse de la natalité de 1913, a dû amener une certaine hausse de la natalité. Si l'on estime à une douzaine de mille le nombre des naissances qui, en 1914,

---

(1) La plus grande contractilité des taux plus élevés, du moins pour ce qui concerne la natalité, n'est nullement quelque chose qui va de soi. Elle peut cependant paraître probable. Il y a là en tout cas un problème qu'il serait intéressant d'élucider par des recherches spéciales.

(2) D'après les chiffres cités plus haut (§§ 48 et 61), la baisse du nombre annuel moyen des naissances par rapport au nombre d'avant-guerre a été de 40 p. 100 pour les 77 départements non envahis de la France (années 1915-1919) et de 33 p. 100 pour l'Italie (1916-1919).

se seraient produites en plus du chiffre normal (1), on trouve que sur le déficit de population de la période de 1914-1920 atteignant le chiffre de 1.037.000, environ 336.000 seraient attribuables à la réduction des naissances (soit à peu près 1/3 du déficit total). Les deux tiers du déficit qui restent seraient donc l'effet de *l'accroissement de la mortalité*, tant directement qu'indirectement causé par la guerre mondiale.

Mais ici, comme ailleurs, il faut tenir compte encore de la diminution du nombre des décès qu'aurait amenée la diminution formidable du nombre des nouveau-nés si les taux de la mortalité des divers groupes d'âge étaient restés les mêmes. En 1910 (la dernière année d'avant-guerre pour laquelle nous avons des données), le taux de mortalité des enfants de moins d'un an a été, en Serbie, de 13,9 décès p. 100 nés vivants. Les taux de mortalité des divers groupes d'âge restant les mêmes, une réduction des naissances de 336.000 aurait donc donné lieu à (139 × 336 =) 47.000 décès de moins. En réalité, comme nous venons de le voir, il faut compter qu'il y a eu 701.000 décès de plus (1.037.000 — 336.000). Il s'ensuit que *le nombre des décès causés directement et indirectement par la guerre mondiale en Serbie doit être évalué à 750.000 en chiffre rond* (701.000 + 47.000).

Dans la première partie de cette étude (§ 9), nous avons conclu que le nombre des militaires morts dans la guerre mondiale n'a pas dû dépasser 300.000 pour la Serbie ou 325.000 pour la Serbie et le Monténégro réunis. Nous devons donc conclure maintenant que *le nombre des décès indirectement causés par la guerre mondiale en Serbie et au Monténégro n'aurait pas été inférieur à 425.000* (= 750.000 — 325.000).

§ 72. — Nous touchons ici à une des pages les plus sombres de l'histoire de la grande guerre, peut-être même de l'histoire en général. La Serbie fut maintes fois envahie, occupée et abandonnée par l'ennemi et chaque retraite, soit nationale, soit ennemie, laissa derrière elle une vie sociale désorganisée et surtout des foules de prisonniers, souvent malades, toujours physiquement exténués, dans le plus complet dénuement, dans une terrible saleté, c'est-à-dire des foyers d'atroces *épidémies*. Après les deux guerres balkaniques et, de par sa situation géographique assez isolée des autres pays alliés, ce pays, qui

(1) En Bulgarie, le nombre des naissances a été de 193.000 en 1914 contre 108.000 en 1913 et 180.000 en moyenne des années 1911 et 1912.

jusque-là avait vécu sous un régime plutôt rustique, n'était point armé pour lutter efficacement contre les épidémies, surtout pour les enrayer à leurs débuts.

L'extrême défectuosité des conditions hygiéniques, l'absence presque complète d'installations sanitaires, le manque de médicaments, le petit nombre du personnel médical, etc. ont fait de la population de ce pays la proie facile des épidémies qui la guettaient. Et cela dès l'année 1914. La variole, la diphtérie, la dysenterie, le choléra, la fièvre typhoïde, la fièvre recurrente ont toutes sévi dans ce pays, mais c'est surtout un terrible typhus exanthématique qui l'a désolé. « L'épidémie de typhus qui a ravagé la Serbie en 1915 a été une des plus violentes que le monde ait jamais vue » (1), et « 150.000 décès furent enregistrés pour une période de six mois avant qu'on ait pu enrayer

---

(1) Voici quelques autres extraits du rapport du Dr. R. Strong, professeur de médecine tropicale à l'Université Harvard, qui fut le directeur médical de la Commission Sanitaire Internationale qui organisa la campagne contre le typhus en Serbie :

« Le typhus fit sa première apparition sous une forme grave chez les prisonniers autrichiens qui le répandirent rapidement parmi les Serbes ». « On répartit » les prisonniers autrichiens dans le pays ; « l'infection put ainsi gagner les troupes saines, les habitants et les hospitalisés ».

« Quant la guerre éclata, il n'y avait à peu près que 350 médecins en Serbie..., mais leur nombre diminuait journellement » : au typhus « succombèrent 126 d'entre eux, c'est-à-dire 36 p. 100 ».

« Dans un hôpital de 400 lits, réservé primitivement aux cas de chirurgie, se trouvaient approximativement 1.600 malades, dont 1.100 atteints de typhus exanthématique ». « Ce n'est qu'exceptionnellement qu'on trouvait un seul malade par lit. Les malades couchaient par terre sur de la paille, sur des couvertures, pressés les uns contre les autres, souvent même sous les lits ». « Pendant la période aiguë de l'épidémie, il n'y eut personne pour donner aux malades les soins les plus élémentaires », le personnel sanitaire étant soit malade, soit mort.

« La mortalité était naturellement très grande et elle atteignait parfois 70 p. 100 ».

« Les conditions dans certains hôpitaux étaient telles que les cadavres n'en pouvaient être enlevés pendant des jours entiers ».

« A la morgue, certains jours j'ai vu les cadavres entassés comme des pièces de bois ».

« Passant près d'un cimitière, j'y vis plus de 200 cercueils posés sur la neige et attendant leur tour ».

« Les cercueils étaient de simples caisses et servaient plusieurs fois de suite. On versait les corps pêle-mêle dans les tombes à l'arrivée au cimetière ».

« Au cimetière on les enterrait à fleur de terre, faute de temps, et le champs des morts s'augmentait chaque jour de nombreux tertres nouveaux. On

l'épidémie » (1). L'épidémie de typhus de 1915 fut maîtrisée (ou peut-être, s'est éteinte) quelques mois avant la conquête du pays par les troupes des empires centraux. Mais diverses épidémies ont continué à sévir en Serbie jusqu'à la fin de la guerre quoique dans une mesure incomparablement moindre que pendant l'hiver 1914-1915 et le printemps 1915. Malheureusement, nous ne disposons pas de données quelque peu précises sur les épidémies en Serbie sous le régime d'occupation ennemie (2).

§ 73. — Les terribles ravages des épidémies expliquent les dimensions énormes (750.000) du total des décès causés directement ou indirectement par la guerre en Serbie. Ils sont cependant de nature à mettre peut-être en doute l'exactitude du rapport entre les pertes des militaires et celles de la population civile (325.000 et 425.000). Car s'il paraît exact que les épidémies (notamment le typhus) ont sévi avec une intensité particulière parmi les troupes, il semble pourtant incontestable que le nombre *absolu* des victimes a dû être de *beaucoup* plus élevé parmi la population civile que parmi les militaires. En effet, l'ensemble des mobilisés pendant toute la guerre ne dépassait pas, comme nous l'avons vu, un sixième de la population du pays (environ 750.000 mobilisés sur un total de 4.530.000 habitants). D'ailleurs, des témoignages directs affirment explicitement que le nombre des civils morts du typhus a été plusieurs fois supérieur à celui des militaires qui en ont été victimes (3). Sans les nom-

---

eût cru, devant ces longues rangées de terre remuée fraîchement, voir un riche terrain prêt pour les semailles ».

(*Revue Internationale d'Hygiène Publique* publiée par la Ligue des Sociétés de la Croix-Rouge, Genève, juillet 1920, n. 1, pp. 6 et suivantes).

Voilà quelques traits concrets de la réalité qui se trouve derrière les chiffres, à face impassible, que nous sommes en train d'examiner.

(1) *Ibid.*

(2) En 1919 encore, on a enregistré en Serbie 428 décès par typhus exanthématique et 940 décès par dysenterie (*Revue* citée, 1921, n. 1, p. 112).

(3) « A la période maxima de l'épidémie, le nombre des cas nouveaux se présentant dans les seuls hôpitaux militaires atteignait le chiffre de 2.500 par jour et celui des cas constatés parmi la population civile était à peu près triple ». (Prof. R. Strong, *Rapport* cité). Dans un article (d'ailleurs insuffisamment exact et incomplet sur plusieurs points) publié dans le *Journal de Genève* du 14 février 1920, le Dr. Mitkowitch, parlant du typhus de l'hiver et du printemps 1915 en Serbie, écrit entre autre : « Nous avons eu à déplorer 120.000 victimes dans la population civile, 11.000 dans l'armée ». Ces chiffres, à juger d'après le rapport

breux témoignages, officiels et autres, avec lesquels, à défaut de statistiques directes, nous étions obligés de compter en fixant le nombre approximatif des pertes des militaires serbes (§ 9), nous serions, dans ces conditions, enclin à répartir les 750.000 décédés non pas en 425.000 civils et 325.000 militaires, mais dans la proportion d'environ 3 : 2, soit environ 450.000 civils et 300.000 militaires.

L'analyse de la composition de la population serbe par *sexe* semble également prouver la plus grande vraisemblance de cette dernière répartition (les militaires étant tous de sexe masculin, la composition de la population par sexe peut fournir des indices sur la question qui nous intéresse).

Nous savons, en effet que normalement (recensement de 1910), il y avait dans la Serbie septentrionale 107 hommes sur 100 femmes. Nous avons vu aussi (§ 9) que pour la Serbie méridionale et le Monténégro il fallait normalement admettre 105 hommes sur 100 femmes. En répartissant par sexe, d'après ces proportions, la population telle qu'elle aurait été au début de 1921 sans l'intervention des guerres (voy. § 69) et en la comparant, ainsi répartie par sexe, avec les données du recensement de 1921, nous obtenons le tableau suivant (en milliers) :

	Total	Hommes	Femmes
Population calculée en dehors de l'action des guerres (début 1921) :			
Serbie septentrionale	3.383	1.749	1.634
Serbie méridionale	1.879	962	916
Monténégro	255	131	124
Au total	5.516	2.842	2.674
Population recensée (janvier 1921) :			
Au total	4.329	2.107	2.222
Déficit attribuable aux guerres :			
Au total	1.187	735	452

du Prof. STRONG sont incomplets, notamment pour ce qui concerne les militaires; il nous paraissent cependant symptomatiques en ce sens que les dimensions absolues des ravages du typhus étaient bien plus vastes parmi la population civile que parmi les militaires.

Nous avons ainsi la répartition du déficit entre les deux sexes. Quant au déficit d'environ 150.000 qui revient à *l'année 1913*, environ 100.000 doivent être portés sur le compte du sexe masculin et 50.000 sur celui du sexe féminin. Car les 50.000 militaires morts que nous avons admis sont tous de sexe masculin; et, si d'un côté, la mortalité des civils (29.000) a dû compter un peu plus de personnes de sexe féminin (par suite de la mobilisation d'une partie des hommes), par contre le déficit des naissances (70.000) a dû porter un peu plus sur les garçons que sur les filles (105 : 100) : les 100.000 qui restent (mortalité indirecte et déficit des naissances) peuvent donc être réparties entre les deux sexes dans une proportion à peu près égale. Le déficit attribuable à la *guerre mondiale* doit donc se répartir entre les deux sexes comme suit (en milliers) :

Total	*Hommes*	*Femmes*
1.037	635	402

Le déficit des naissances de la période 1914-1920, soit 336.000, réparti entre les deux sexes selon la proportion de 105 : 100 (1), donne 172.000 garçons et 164.000 filles. Le reste du déficit revient à l'accroissement de mortalité directement et indirectement causé par la guerre. Nous obtenons ainsi le tableau suivant (en milliers) :

	Total	*Hommes*	*Femmes*
Déficit de la période 1914-1920	1.037	635	402
dont déficit des naissances . .	336	172	164
accroissement des décès . .	701	463	238

Si nous répartissons les 47.000 décès supplémentaires (§ 71) entre les deux sexes dans la même proportion que tout l'autre accroissement de décès, c'est-à-dire dans la proportion de 463 : 238, soit 31.000 pour le sexe masculin et 16.000 pour le sexe féminin, nous trouvons ainsi que le surplus de décès causé directement (militaires) et indirectement (civils) par la guerre se répartit entre les deux sexes comme suit (en milliers) :

Total	*Hommes*	*Femmes*
748	494	254

(1) Ce rapport fut de 105,7 en 1909 et de 104,3 en 1910 (pour 100 filles).

§ 74. — Notre raisonnement est dès lors le suivant : Si la guerre avait causé parmi les civils de sexe masculin autant de décès que parmi la population féminine, le nombre des militaires morts à la guerre devrait être fixé à (494 — 254, soit à) 240.000. En réalité, cependant, il a du être *très supérieur* à ce chiffre; car, environ un *tiers* de la population masculine ayant été mobilisé, le nombre absolu des décès causés par la guerre parmi les civils de sexe masculin a dû être bien moins élevé que parmi la population féminine beaucoup plus nombreuse. D'un autre côté, si le nombre des civils de sexe masculin décédés indirectement par suite de la guerre n'avait été que les 2/3 du nombre des décès causés par la guerre parmi la population féminine, c'est-à-dire de $\left(\frac{254.2}{3} = \right)$ 169 mille, le nombre des militaires morts à la guerre serait de (494.000 — 169.000 =) 325.000. Mais la proportion de 2/3 des décès féminins est pour la population civile de sexe masculin certainement trop faible. D'abord, du tiers de la population masculine qui fut mobilisé, tout le monde ne l'a pas été durant toute la guerre. Ensuite, la fraction mobilisée constitue par son âge et par la sélection du service, l'élément le plus vigoureux de la population masculine tandis que les deux tiers non-mobilisés (surtout enfants et hommes âgés) ont en général une mortalité beaucoup plus élevée et sont exposés aussi à succomber plus fréquemment aux effets indirectement meurtriers de la guerre (1). Enfin, les effets indirects de la guerre sont généralement un peu plus meurtriers pour le sexe masculin que pour le sexe féminin (2). Le nombre des décès indirectement causés par la guerre parmi les civils de sexe masculin a donc dû être sensiblement supérieur à 169.000, ce qui revient à dire que le nombre des militaires morts à la guerre a dû être inférieur à 325.000. C'est donc entre 240.000 et 325.000 — et probablement plus près de ce dernier chiffre que du premier — que doit se trouver le chiffre réel des militaires serbes (et monténégrins) morts à la guerre mondiale.

Des données relatives aux effets des épidémies en Serbie comme de l'examen des statistiques se rapportant à la composition de la population serbe par sexe, il paraît donc résulter que la conclusion de notre § 9 doit être rectifiée en ce sens que le *nombre des militaires*

---

(1) Voy. *La Mortalité chez les neutres*, pp. 13-17 et diagramme I.
(2) *Ibid.*

tombés dans la guerre mondiale a pu, pour la Serbie et le Monténégro réunis, difficilement dépasser le chiffre de 300.000. Le nombre des décès que la guerre a causés indirectement dans les deux royaumes serbes serait ainsi de *450.000* en chiffre rond dont *195.000 hommes (494 — 300) et 255.000 femmes* (1).

§ 75. — Pour la ROUMANIE, l'absence de tout recensement de la population postérieur à la guerre nous prive du moyen de contrôle qui est indispensable pour des conclusions tirées de statistiques incomplètes et, en partie, d'évaluations problématiques. Ce pays, qui, d'ailleurs, n'est entré en guerre qu'en août 1916, a cependant cet avantage sur la Serbie de posséder des statistiques, incomplètes il est vrai, du mouvement de sa population pour la période qui nous intéresse tandis que ces statistiques s'arrêtent pour la Serbie avec l'année 1912.

Voici quel a été, d'après les statistiques roumaines, le mouvement des décès et des naissances dans « l'ancien royaume » de Roumanie pris dans les limites établies en 1913 par le traité de Bucarest (2) :

		Décès	*Naissances*
1914	l'ancien royaume. . .	182.949	327.345
1915	» » . . .	193.574	319.544
1915	sans la Dobroudja .	177.114	288.218
1916	les données manquent .		
1917			
1918	sans la Dobroudja .	297.310	103.072
1919	» » . .	241.210	264.462
1919	l'ancien royaume . .	260.839	285 579
1920	» » . .	212.912	258.759
1921	» » . .	180 269	309.615

(1) Toute la question peut paraître oiseuse : qu'importe, en effet de quelle façon la mortalité causée par la guerre s'est répartie entre la catégorie directe et la catégorie indirecte puisque le total (750.000) demeure inchangé? Aussi, avons-nous hésité avant d'arrêter l'attention du lecteur sur ce point. Nous l'avons cependant fait pour les considérations suivantes : D'abord, la fixation de la part revenant à chaque sexe ne nous a pas paru dépourvue d'intérêt. Et puis, il est toujours bon de vérifier dans la mesure du possible des assertions basées sur de simples témoignages, même officiels. Ainsi, dans notre cas particulier, nous sommes arrivés par voie indirecte à fixer approximativement le nombre des militaires morts à la guerre, de contrôler de la sorte, dans une notable mesure, une conclusion tirée de témoignages officiels ou semi-officiels bien divergents et de nous convaincre que, tout en appelant une certaine rectification, elle ne s'écartait pas beaucoup de la réalité.

(2) *Bulletin statistique de la Roumanie* publié par la Direction Générale

Il manque ainsi des données sur la Dobroudja pour les trois années (1916-1918) de guerre de la Roumanie; pour le reste du pays, les données manquent pour deux années (1916 et 1917) sur trois. Il est vrai que la phase destructive de la guerre, comme on le voit d'après les chiffres cités, ne se termine pas avec l'année 1918; si, en effet, en 1921, les décès, aussi bien que les naissances, ont retrouvé à peu près leur niveau normal, les années 1919 et 1920 sont encore marquées en Roumanie par une mortalité exceptionnellement forte et par une natalité réduite; nous possédons donc des données sur trois années successives (1918-1920) de la phase destructive provoquée par la guerre (pour la Dobroudja cependant pour deux années seulement). Mais une autre circonstance complique encore notre tâche; c'est qu'un doute subsiste sur ce qui doit être considéré comme niveau *normal* pour la Roumanie: celui de 1915 ou celui de 1914? L'année 1915 a eu, en effet, une mortalité sensiblement plus élevée et une natalité (comme une nuptialité) plus faible que l'année 1914. Or, si 1915 fut encore pour la Roumanie une année de paix, il n'en est pas moins vrai que ce pays, entouré de tous les côtés par des belligérants et attendant chaque jour son entrée en lice (1), appartenait déjà alors à ces pays neutres qui sont d'habitude très durement éprouvés par les contre-coups de la guerre (2).

N'oublions pas, en particulier, qu'en 1915 les épidémies faisaient rage dans les pays voisins de la Roumanie, notamment le choléra et le typhus en Galicie et dans les Karpates et, tout particulièrement, le typhus en Serbie: du nord-est et du sud-ouest la mort guettait ainsi la population roumaine et l'on doit plutôt s'étonner que la hausse de la mortalité indirectement causée en Roumanie par la guerre environnante n'ait pas été en 1915 plus forte que ne le montrent les

---

de la Statistique. Seria IV, Nos. 2, 4-5 et 8 ainsi que 1923, N. 1 et 1924, N. 1. Bucaresti 1920, 1923 et 1924.

(1) Voici ce qu'écrit M. Colescu, directeur général de la statistique roumaine, en parlant des mariages en 1915: « Il est évident que l'état d'inquiétude générale et l'incertitude politique qui régnaient dans notre pays par suite de la guerre qui se déroulait à nos frontières ne pouvait ne pas avoir une influence déprimante sur les mariages. Un acte aussi important dans la vie des individus se produit de préférence dans les années de calme et d'abondance économique plutôt que dans les temps troubles comme ceux de 1915, où l'on attendait presque d'un jour à l'autre l'entrée en guerre de la Roumanie ». *Bulletin* cité, série IV, 1919, N. 2 (Bucaresti, 1920).

(2) Voyez *La mortalité chez les neutres en temps de guerre.*

statistiques. D'un autre côté cependant, on doit hésiter à considérer comme normale la mortalité de 1914; car il est bien possible que l'année 1914 qui, dans les Balkans, a suivi une année (1913) d'épidémies et de guerre, c'est-à-dire de mortalité accrue, ait été marquée, plutôt d'un certain fléchissement de la mortalité. Nous considérons par suite comme normales pour la période de la guerre mondiale les moyennes des décès et des naissances de 1914 et de 1915, soit 188.262 décès et 323.445 naissances vivantes par an (ce qui rehausse peut-être un peu la mortalité normale et diminue d'autant celle qui est attribuable à la guerre).

Il va de soi que, étant donné les énormes lacunes statistiques et l'incertitude du niveau de mortalité qui est pris comme normal pour la période considérée, le résultat final auquel nous arriverons ne pourra, dans le meilleur des cas, prétendre à rien de plus que d'être une raisonnable estimation.

§ 76. — Pour ce qui concerne la Dobroudja, on peut constater qu'en 1915, les décès enregistrés dans cette région formaient les 9,3 p. 100 $\left(= \frac{193.574 - 177.114}{177.114}\right)$ du chiffre des décès du reste du pays; en 1919, la proportion est de 8,1 p. 100 $\left(= \frac{260.839 - 241.210}{241.210}\right)$ En admettant pour le temps de la guerre et de l'occupation la proportion moyenne de 8.7 p. 100, nous trouvons que le total des décès survenus dans le royaume en 1918 doit être fixé à 297.310 (nombre des décès enregistrés dans le pays à l'exception de la Dobroudja) multiplié par 1,087, soit à 323.176. Pour les naissances, le nombre enregistré dans la Dobroudja forme, en 1915, le 10,9 et, en 1919, le 8,0 p. 100 du reste du pays; admettant pour 1918 la proportion moyenne de 9,4 p. 100, on trouve pour 1918 et pour l'ensemble du royaume un total de (103.072 × 1,094 =) 112.761 naissances vivantes (1).

Quant au mouvement des décès et des naissances en 1916 et 1917, nous l'évaluerons de la façon suivante:

L'année 1918 ayant été marquée en Roumanie comme ailleurs

(1) La natalité de 1919 ayant été le résultat de l'état de choses en 1918, il aurait été plus juste de prendre pour l'année de guerre 1918 la proportion (8 %) observée en 1919 et non la moyenne de 1919 et de 1915. On obtiendrait alors pour l'ensemble du royaume le chiffre de naissances de 111.318. La différence (surtout pour ce qui concerne le calcul de la mortalité) n'est pas bien importante.

par une mortalité exceptionnellement élevée, nous la laisserons complètement de côté pour l'évaluation du nombre des décès en 1916-1917 ; nous nous baserons sur la mortalité de l'année de neutralité armée 1915 pour évaluer la mortalité des 8 premiers mois de 1916 et sur celle de 1919 pour établir le nombre approximatif des décès de septembre 1916 à fin décembre 1917 (La Roumanie déclara la guerre le 27 août 1916 et les opérations militaires furent aussitôt déclanchées). En admettant pour les derniers mois de 1916 et pour 1917, qui furent un temps de désastres militaires, de retraites précipitées et d'occupation ennemie, une mortalité égale à celle de 1919, nous ne croyons pas dépasser sensiblement la réalité et s'il y a mécompte, l'erreur paraît devoir être dans le sens d'une certaine sous-estimation plutôt que d'une exagération de la mortalité (l'erreur ne paraît pourtant pas devoir être bien considérable). Nous aurons ainsi pour 1916 un nombre de décès approximativement égal à $\frac{8}{12}$ 193.574 + $\frac{4}{12}$ 260.839 = 129.053 + 86.946 = 216.000 Pour 1917, nous aurons le nombre approximatif de 261.000 (chiffre des décès de 1919).

Pour établir le nombre approximatif des *naïssances* en 1916, nous nous baserons sur le mouvement des *mariages* en 1914 et 1915, qui ont été respectivement de 65.325 et 56.314, accusant ainsi en 1915 une baisse de 14 p. 100 par rapport à 1914 (soit n'étant en 1915 que 0,86 du chiffre de 1914). Admettant pour les naissances en 1916 une baisse (sur 1915) égale à celle observée l'année précédente pour les mariages, nous obtiendrons pour 1916 un nombre de naissances approximativement égal à celui observé en 1915 multiplié par 0,86, soit 319.544 × 0,86 = 275.000. Quant à l'année 1917, dont la natalité se trouvait influencée pour 5 mois par l'état de neutralité armée (avril-août 1916) et pour 7 mois par l'état de guerre, nous prendrons $\frac{5}{12}$ des naissances calculées pour 1916 plus $\frac{7}{12}$ des naissances de 1918, soit : $\frac{5}{12}$ 275.000 + $\frac{7}{12}$ 112.761 = 180.000.

Avec les interpolations que nous venons d'effectuer, le mouvement des décès et des naissances dans l'ancien royaume de Roumanie s'exprime donc comme suit :

	Décès	*Naissances*
Moyenne des années 1914-1915	188.262	323.445
1916	216.000	275.000
1917	261.000	180.000
1918	323.176	112.761
1919	260.839	285.579
1920	212.912	258.759
TOTAL de la période 1916-1920	1.273.927	1.112.099

En comparaison avec les temps normaux (1914-1915), l'ancien Royaume de Roumanie a donc eu pendant la période 1916-1920 un surcroît de 333.000 décès (soit 1.273.927 — 188.262 × 5).

D'un autre côté, le déficit des naissances par rapport au temps normal a été pour la même période de 323.445 × 5 — 1.112.099, soit de 505.000.

La mortalité d'enfants de moins d'un an a été en Roumanie de 18,7 p. 100 naissances vivantes en 1914 et de 19,7 p. 100 en 1915, soit de 19,2 en moyenne. Une diminution de 505.000 naissances aurait donc dû diminuer le nombre des décès de 192 × 505, soit de 97.000.

Le total des décès causés indirectement par la guerre dans l'ancien Royaume de Roumanie doit donc être évalué à environ 430.000 (= 333.000 + 97.000).

§ 77. — Nous ne disposons malheureusement pas de renseignements positifs qui permettent de calculer ou même d'évaluer de la façon la plus approximative le nombre de décès que la guerre a indirectement causés en GRECE. Ce pays ne possède en effet pas de statistiques du mouvement de sa population ni pour la période de la guerre ni pour les années qui l'ont précédée. On a, il est vrai, les données de plusieurs recensements de la population. On pourrait ainsi voir l'accroissement réel de la population entre le recensement d'octobre 1907 et celui du 1er janvier 1921 ; on pourrait ensuite comparer l'accroissement ainsi constaté à l'accroissement qui fut observé entre les recensements précédents et de cette façon fixer approximativement les effets meurtriers de la guerre. Mais, d'abord, l'accroissement de la population n'est nullement resté, en Grèce, à peu près le même durant de longues décades; il a été d'environ 35.000 par an en moyenne pour l'intervalle séparant les recensements de 1889 et de 1896, il a été d'environ 20.000 seulement en moyenne par an pour

la période séparant les recensements de 1896 et de 1907 et rien ne nous dit quel aurait été, sans la guerre, l'accroissement réel de la population de 1907 à fin 1920. Nous ne savons rien non plus concernant les effets des guerres balkaniques sur le mouvement naturel de la population en Grèce, guerres qui se sont produites également entre les deux recensements de 1907 et de 1921. Enfin, ce qui rend encore plus impénétrables les ténèbres dans lesquelles nous nous trouvons c'est que la période allant de 1907 à 1921 a été marquée par de forts mouvements migratoires: il y a eu d'une part, une notable émigration de la Grèce (surtout vers l'Amérique) et un certain mouvement de retour d'anciens émigrés (mouvements dont l'importance numérique pourrait d'ailleurs être fixée avec quelque approximation); il y a eu, d'autre part, un fort mouvement d'immigration de Grecs venant de l'Asie-Mineure (sans compter celui qui s'est produit plus tard, à la suite de la dernière guerre contre la Turquie) (1). Tout calcul basé sur la comparaison des données des recensements successifs de la population deviendrait, dans ces conditions, une simple illusion.

On peut supposer que, pendant la période de la guerre mondiale, y compris la phase de la neutralité grecque, l'excès de mortalité a dû atteindre en Grèce au moins 100.000 individus; mais nous ne serions nullement étonnés s'il était double. Cela montre combien tout chiffre serait ici arbitraire. Nous nous arrêterons au chiffre purement hypothétique de 150.000.

§ 78. — Récapitulant maintenant les résultats auxquels nous sommes arrivé, nous pouvons dire que le nombre approximatif des décès que la guerre a causés indirectement dans les divers pays alliés de l'Ouest et du Sud de l'Europe peut être fixé comme suit (en milliers):

France	500
Royaume-Uni	292
Italie	1.021
Belgique	92
Portugal	220
Serbie	450
Roumanie	430
Grèce	150
Ensemble	3.155

(1) « Les guerres balkaniques ont amené plus de 100.000 Grecs d'Asie Mineure » (*Annuaire Général de la France et de l'Etranger*, 1924, Paris, p. 820).

Ainsi, *rien que dans les pays énumérés de l'Europe, la guerre a causé la mort de plus de 3 millions 100 mille civils.*

Nous nous abstenons pour le moment de toute conclusion générale relative aux facteurs déterminant la plus ou moins grande mortalité de civils provoquée par la guerre dans les divers pays. Nous remarquons pourtant d'ores et déjà que ce ne sont nullement les pays ayant eu la plus forte mortalité militaire (directement causée par la guerre) qui ont eu également le plus de décès parmi leur population civile. Des facteurs spéciaux interviennent ici qui doivent être examinés à part. Mais continuons notre bilan de désolation.

R. C GEARY, M. Sc.
Department of Industry and Commerce, Dublin.

Some properties of Correlation and Regression in a Limited Universe.

§ 1. The problem and the results.

This paper is principally devoted to an examination of the mathematical principles underlying a method for indicating the correlation and regression between two variates. The method has many advantages over more technical methods in the presentation of Government statistics and is extremely simple. Suppose that the universe is composed of elements each of which has two attributes X and Y. Classify the universe into a few grades in ascending order according to the measure of one of the attributes, say Y, so that the number of elements in each grade is fairly large. Find the average values of the X — attribute in each Y — grade. These average values will usually reveal any relationship that exists between the variates without any reference to the formal theory of correlation which despite its elegance and convenience still makes too great demands upon the slender mathematical equipment of even the intelligent public. It takes much less time to construct a table on these lines than to calculate any of the better known correlation functions and it applies wherever the correlation theory applies. A few examples (1) may first be given to show the application of the method to agricultural, trade and population statistics.

(1) These examples really pose more difficult problems for mathematical treatment than those considered here. For example in the first table after grading the towns and villages of the Irish Free State the ratio of the total popu-

1. Town population in the Irish Free State (1).

The following table has been compiled from the populations of identical town areas in each of the Census years 1841, 1861 and 1926. Dublin and four adjoining urban districts are treated as one town.

Population of towns, 1926	Number of towns	Average population 1926	Population in :-		Population in :-	
			1841	1861	1861	1926
Over 10.000	11	58,980	100.0	105.9	100.0	111.6
5.000 - 10.000	14	6,246	100.0	90.1	100.0	83.3
2.000 - 5.000	53	3,168	100.0	82.8	100.0	80.5
500 - 2.000	134	930	100.0	81.8	100.0	69.7
200 - 500	202	329	100.0	80.1	100.0	63.5

2. Price and volume indices in 1925 of the 62 principal exports from the Irish Free State (1924 = 100) (2).

---

lation of the towns in 1861 to their population in 1841 is shown in each grade. The present mathematical investigation would apply only if the average grade ratio had been found by taking the arithmetical average of the ratios for each town and village in the grade. In a word the example shows the ratio of the averages: the mathematical theory only contemplates the average of the ratios. We are therefore in the presence of the celebrated problem of finding the « best » average or index number to which nothing need be added here except the remark that the correlation between the variates could be shown practically by either method and that the method used in the example (the ratio of the averages) is easier in practice because it avoids the necessity of calculating ratios for each of the elements. When the number of elements in each grade is large or when the denominator of each elemental ratio does not differ much from the mean of the grade the ratio of the average may be approximated by an arithmetical average. In fact let $\bar{x} + x_i$ and $\bar{x'} + x'_i$ be the measures of the numerator and denominator of the ith element, $\bar{x}$ and $\bar{x'}$ being their respective means and n the number of elements in the grade. The ratio of the means

$$\sum_{i=1}^{n} (\bar{x} + x_i) \Big/ \sum_{i=1}^{n} (\bar{x'} + x_i') = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{\bar{x'}} \left(\bar{x} + x_i - \frac{\bar{x}\, x_i'}{\bar{x'}} \right)$$

when terms of degree 2 in $\frac{1}{n\bar{x'}} \Sigma x_i'$ and higher powers are neglected. In the latter form it will be seen that the ratio of the averages is an ordinary arithmetic average.

(1) *Census of the Irish Free State*, 1926. *Preliminary Report.*

(2) *Irish Free State Trade and Shipping Statistics.* December, 1925.

The 62 principal exports in 1925 (whose total value was 78 % of all exports) were used in the compilation of this table. Each group *price index* equals the value of the quantities of the exports in 1924 at 1925 prices expressed as a percentage of the value of these exports in 1924. Each group *volume index* equals the value of the quantities of the exports in 1925 valued at 1924 prices expressed as a percentage of the value of the exports in 1924.

Exports which, between 1924 and 1925, have altered in price	Number of Exports	Price Index (1924 = 100)	Volume Index (1924 = 100)
+ 15 % and over.	8	126.3	66.5
+ 5 % to + 15 %.	10	109.4	72.3
0 % to + 5 %.	22	101.9	83.3
— 5 % to 0 %.	9	98.0	95.2
Under — 5 %.	13	87.8	121.7

3. Cattle, sheep, pigs and poultry per 1000 acres crops and pasture on each of the undermentioned groups of holdings in the Irish Free State area in June 1917 (1).

The « universe » comprises the 129,429 holdings over 30 acres in total area in the Irish Free State in 1917. There are in this table 5 distinct examples each with 20 grades — 5 according to the size of the holding and 4 according to the proportion of the area under crops and pasture ploughed in 1917.

(1) Compiled by the Department of Agriculture, Dublin, in 1917.

	Holdings with less than 1/10 th ploughed	Holdings with 1/10 th to 1/5 th ploughed	Holdings with 1/5 th to 1/3 rd ploughed	Holdings with over 1/3 rd ploughed
Milch Cows on				
Holdings 30 - 50 acres	110	137	134	121
» 50 - 100 »	97	124	126	107
» 200 - 200 »	62	89	95	75
» 200 - 500 »	30	46	64	71
» over 500 »	16	33	56	90
Cattle 2 years old and over (other than milch cows.)				
Holdings 30 - 50 acres	75	41	39	38
» 50 - 100 »	92	56	47	45
» 100 - 200 »	132	92	66	64
» 200 - 500 »	170	141	101	89
» over 500 »	154	149	133	150
Sheep on				
Holdings 30 - 50 acres	154	208	291	301
» 50 - 100 »	179	236	286	323
» 100 - 200 »	253	308	346	431
» 200 - 500 »	321	386	430	652
» over 500 »	334	490	831	2,103
Pigs on				
Holdings 30 - 50 acres	40	78	112	146
» 50 - 100 »	33	69	101	118
» 100 - 200 »	21	45	67	80
» 200 - 500 »	9	22	41	59
» over 500 »	4	12	33	54
Poultry on				
Holdings 30 - 50 acres	866	1,450	1,823	2,138
» 50 - 100 »	591	988	1,279	1,532
» 100 - 200 »	379	641	826	1,074
» 200 - 500 »	212	370	537	765
» over 500 »	120	231	403	928

4. Decline in the area under corn in the Irish Free State between 1851 and 1911 (1).

The « universe » comprises the 131 poor law unions, whose area did not change substantially between 1851 and 1911, in the present Irish Free State.

Yield of corn per acre in 1851	Number of Poor Law Unions	Percentage decline in the area under corn 1851-1911
Over 1,700 lbs	38	68.9
1,600-1,700 »	27	66.4
1,500-1,600 »	16	64.9
1,400-1,500 »	20	54.1
1,400 lbs and under	30	53.7

In all these examples the measures of both variates for all the elements in the universe are known: we are not dealing with a sample drawn from a larger universe. Thus in the first example the universe consists of all the towns and villages in the Irish Free State whose population exceeded 200 in 1926 and that a correlation exists between the size of the towns and their change in population in the two intervals 1841-1861 and 1861-1926 is indicated by the unbroken sequences in the five grades of the « change in population » columns. In the second example the universe is constituted by the 62 principal commodities exported from the Irish Free State in 1925: the negative correlation between change in price and change in volume in 1925-25 is shown by the unbroken sequence in the change in volume column when the 62 articles have been graded according to change in price. The third is really a whole series of applications of the method the universe being composed of the 129,429 agricultural holdings over 30 acres in area in the Irish Free State. It shows the partial correlation and regression between various classes of livestock, the size of the holding and the density of ploughed land. For all classes of live stock except milch cows sequences

(1) Compiled by the Department of Industry and Commerce for a forthcoming agricultural report.

showing the density of livestock are practically unbroken both horizontally and vertically. For all tillage classes the milch cow density decreases with increasing size of holding. In the fourth example the universe comprises all the poor law unions in the Irish Free State whose area did not materially alter between 1851 and 1911 : unbroken sequences indicate that the land with the highest yield of corn in 1851 declined most in area under corn between 1851 and 1911. A couple of other examples to which the theory (the results of which will presently be summarised) is applied, will be found at the end of this section. The broad conclusions to be drawn from the above examples are apparent without any appeal to mathematical theory.

It is only when the correlation is not very pronounced when, for instance, the sequence of averages is broken and when the deviations from the expected values are not great, that a mathematical treatment of the problem is necessary.

The general problem in the theory of correlation is to find a function of all relevant observations whose changing values will reflect the changing degrees of relationship between the variates. Our reason demands certain general properties in such a function : that it should by symmetrical so that no observation should receive undue weight ; that under certain « ideal » conditions of relationship the functions should assume extreme values. Thus in an universe composed of an infinity of elements each with two measured attributes the coefficient of correlation and the correlation ratio are identically zero when the attributes are independent, and each function is associated with a particular definition of independence. The squares of these functions assume limiting values unity when rigid functional relations subsist between the measures of the attributes throughout the whole universe : in the case of the correlation coefficient r it is necessary and sufficient that the relation should be linear ; with the other function there must be a « one-one » algebraic relation between the measures of the variates throughout the range of observations. Both measures of correlation are zero when the variates are independent.

These functions are but two of a possible infinity which satisfy these unrestrictive conditions. They are distinguished from other correlation functions by their simplicity of form.

To find if there is a significant relation between the variates for a given series of observations these observations may usually

be regarded as a sample drawn at random from an infinite universe : the appropriate correlation function is calculated and also its probable error. If the correlation function exceeds a certain multiple of the probable error the value of the function is significant of a definite relationship between the variates.

The question remains of deciding the significance of these functions when calculated from a known limited universe. As the above examples show it is a problem of much practical importance. The limited universe might, of course, be regarded as a random sample drawn from an infinite universe but such a concept would (it is thought) be artificial. Each universe however small must be considered on its own merits.

Three distinct problems are therefore discussed in this and the following sections :

1) The mathematical implications of the two simplest definitions of independence between two variates where the two measures ef each of the elements of the limited universe are known.

2) The finding of the « best » algebraic relation between the measures of two variates when their dependence has been established.

3) The significance of sequences in group averages.

The definitions of independence — Regard the universe of N elements each with two measured attributes X and Y as arrayed in the familiar two-way frequency table of s grades according to the measure of X ($N p_i$ elements being *ith* grade) and of t grades according to the measure of Y (Nq_j elements being in the *jth* grade). Total measures are found for each row and column of this table and also the quantities x_{ij} by which the actual frequencies in the cells (i, j) differ from the expected frequencies $Np_i q_j$ on the hypothesis that X and Y were « ideally » independent.

Two definitions of independence suggest themselves immediately both of which depend essentially on the idea that if X and Y were in fact independent the distribution of row or column totals or the cell frequency distributions actually found could reasonably be regarded as arising out of the random grading of the universe. Thus X is said to be *completely independent of* Y, when on regarding the universe as composed of N elements now with an X measure only the frequency distributions found in each of the t rows of the table could reasonably have been found

had the universe been graded at random (i. e. without any reference to the measure of Y) the grades containing Nq_1, Nq_2, ... Nq_t elements respectively. To define *simple independence* regard the X-totals in each of the grades: X will be said to be simply independent of Y when these X-totals could reasonably have been found if the universe of the N elements each with an X-measure only been graded at random (i. e. without any reference to the measure of Y) into t grades containing $Nq_j = n_j$ ($j = 1, 2, \ldots t$) elements respectively. According to the latter definition the proposition « X is simply independent of Y » does not imply that « Y is simply independent of X » if grading in each case be according to the measure of the last-named attribute. Suppose for instance that the measures of the attributes tend to follow the law $x^2 = y$ over a certain range of values of X. On grading according to the measure of Y the X-totals in each grade will not vary much from zero. On grading according to the measure of X the Y-totals will deviate significantly from one another.

The natural measure of complete independence is found to be $N\varphi^2$, where φ is the *mean square contingency*, on account of the following proposition which is proved in § 2: — An universe of N measured elements has Np_i in grade i ($i = 1, 2, \ldots s$). It is graded at random into t grades containing Nq_1, Nq_2, ... Nq_t elements. The probability that deviations x_{ij} will be found in the cells (i, j) from the expected cell frequencies $m_{ij} = Np_i q_j$ is

$$\text{constant} \times e^{-\psi^2/2}$$

$$\text{with } \psi^2 = \sum_{i=1}^{s} \sum_{j=1}^{t} x^2_{ij}/m_{ij} = N\varphi^2$$

when terms of order $m_j^{-\frac{1}{2}}$ are regarded as negligible. On entering the « goodness of fit » table (1) with $\chi^2 = N\varphi^2$ and $n' = st - s - t + 2$ we find whether the deviations x_{ij} can reasonably be attributed to chance (2).

The correlation ratio η is the best measure of simple inde-

---

(1) *Tables for Statisticians and Biometricians.* Edited by Karl Pearson, F. R. S. Second Edition, p. 26.

(2) Cf. R. A. Fisher and G. U. Yule. *Journal of the Royal Statistical Society.* January 1922.

pendence. It is shown in fact in § 4 that on grading the universe at random into t grades containing $n_1, n_2, \ldots n_t$ measured elements (whose universal total measure is zero) the probability that totals lying between x_i and $x_i + \delta x_i$ $(i = 1, 2, \ldots t)$ will be found in the respective grades is

$$\text{constant} \times e^{-\theta^2/2} \delta x_1 \delta x_2 \ldots \delta x_{t-1}$$

$$\text{with } \theta^2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{t} x_i^2/n_i = N\eta^2$$

$$0 = \sum_{i=1}^{t} x_i$$

where σ is the standard deviation of the measures of x and where the n_i are so large that terms in $n_i^{-\frac{1}{2}}$ are negligible. On entering the « goodness of fit » table with $\chi^2 = N\eta^2$ and $n' = t$ we ascertain the probability $P(\chi^2)$ that total deviations greater than x_i $(i = 1, 2, \ldots t)$ in the aggregate would be found on random grading. The practical range of applicability of the theorem is extended to show that the Pearsonian integral $P(N\eta^2)$ differs from the real probability by a quantity of order n_i^{-1} $(i = 1, 2, \ldots t)$

It will immediately be evident that the definition of complete is more farreaching than that of simple independence. In the latter case the X-averages (or first moments) in the grades differ from one another and from the univeral average by amounts which might be due solely to chance. If X and Y were completely independent all the moments in addition to the first must have this property. It will also be noted that « X is completely independent of Y » implies that « Y is completely independent of X » in contrast with the relation of simple independence.

A single example will serve to show the difference between the two definitions. Suppose that the attributes X and Y are connected by the law $x^2 + y^2 = a^2$ or in other words when the measures of X and Y for each element in the universe are charted the N points lie grouped around a circle of radius a. The universal average measures of X and Y measured from the centre are both zero. When the aggregate is graded according to the measure of X the Y-averages in each grade will be zero and when graded according to the measure of Y the X-averages are all zero. In other words X and Y (and Y and X) are simply independent.

It is only when the second moments are considered that any irregularities appear. The definition of simple independence is not sufficient to indicate the dependence of the variates in this case; the criterion for complete independence of course does.

Having found Y is not independent of X (according to the definition of simple independence) it is not difficult to contrive an adequate algebraic relation between the variates. It is shown (§ 4) that if this relation has the form

$$y = f(x;\ a_1, a_2, \ldots a\lambda)$$

depending on λ parameters $a_1, a_2, \ldots a\lambda$ the best values of these constants to take are those given by the method of least squares i. e., those values which make the function

$$N\sigma^2_z = \Sigma \{ y - f(x; a_1, a_2, \ldots a\lambda) \}^2,$$

where Σ is extended to all the elements in the universe, a minimum. The fit can only be regarded as a good one when $z = y - f(x; a_1, a_2, \ldots a\lambda)$ is simply independent of x or in other words when the function

$$N\eta^2_z = \frac{1}{\sigma^2_z} \sum_{i=1}^{s} z_i^2/n_i$$

where z_i is the total value of z in the *ith* x-grade, does not assume values larger than might have occurred on random grading.

In many examples it will be sufficient to indicate, on grading according to the measure of one of the attributes, that the averages of the measures of the other attribute in the different grades form a sequence in ascending or descending order. For a given number of grades and grade frequencies it is therefore an interesting practical problem to find the probability that an unbroken sequence in the averages should be due to chance. The mathematics of the solution are given in § 5. In general the probability appears in its simplest form as the solution of a partial differential equation of degree $t - 2$. The general solutions for $t = 3$, 4 and 5 given. Naturally the difficulty of solution increases as t increases and as at the same time, the practical importance of the problem diminishes the general solution is not attempted.

It will be seen that the probability depends solely on the numbers $n_1, n_2, \ldots n_t$, the grade frequencies, and not at all on

the measures of the elements in the aggregate. Without going beyond the rudiments of the theory of probability it is clear that if the grade frequencies are all equal then the probability of finding the grade averages arrayed in an unbroken descending sequence is $1 : t!$. But it is also clear that we may easily unfairly bias our relation by specially selected grade frequencies. If (as often happens in practice) the greatest frequencies occur in the middle grades the probability that the sequence was due to chance may be considerably more than $1 : t!$. On the other hand an argument that there is really a law connecting two variates based on the unbroken sequence method may be considerably strengthened by specially selected grade frequences.

Consider for example the case of 4 grades. The probability that a descending sequence will be found when the grade frequencies are n_1 , n_2 , n_3 , n_4 is

$$P = \frac{1}{4\pi}\left\{tan^{-1}\sqrt{\frac{n_3\,(n_2 + n_3 + n_4)}{n_2\,n_4}} - tan^{-1}\sqrt{\frac{n_1\,n_3}{n_2\,(n_1 + n_2 + n_3)}}\right\}$$

When $n_1 = n_2 = n_3 = n_4$ this reduces to $1 : 4!$ as it should. Supposing (as an extreme case) that $n_1 = n$, $n_2 = 10\,n$, $n_3 = 10\,n$, $n_4 = n$ so that the middle grades bear the heaviest frequencies. The odds that the sequence really shows that the variates are dependent is only 10 to 1 on : if the frequencies had all been equal the odds would have been more than twice as great : 23 to 1 on. To take another extreme case, suppose that $n_1 = 10\,n$, $n_2 = n$, $n_3 = n$, $n_4 = 10\,n$. Then $P = 1 : 138$ or the odds that the variates are dependent are 137 : 1 on. This example shows that the grade frequencies may influence the probability of dependence very considerably.

The theory just summarised will now be applied to a couple of exemples :

It has been asserted that a cause of cancer may be the over consumption by people of animal food. In order to see how the cancer mortality varies with the consumption of potatoes the following table has been drawn up showing 151 poor law unions in Ireland (all in the country except the county boroughs of Dublin, Belfast, Cork, Derry, Limerick, Waterford omitted for obvious reasons) arrayed according to (X) their percentage of deaths from cancer to all deaths during the 10 years 1901-1910

and (Y) the acreage of potatoes per 100 total population (on the hypothesis that where potatoes are most grown most will be consumed).

Deaths from cancer as percentage of total deaths 1901 - 1910	Number of poor law unions in which the acreage of potatoes per 100 persons (1911) was			Number of poor law unions
	15 1/2 and under	15 1/2 - 20 1/2	Over 20 1/2	
Under 3 1/2 per cent	12 . *15.9*	24 . *17.5*	12 . *14.6*	48
3 1/2 - 4 1/2 per cent	18 . *15.9*	14 . *17.5*	16 . *14.6*	48
4 1/2 per cent and over	20 . *18.2*	17 . *20.0*	18 . *16.8*	55
Number of poor law unions	50	55	46	151

The grading shown has been adopted in order to throw approximately equal numbers of elements into the last row and column of the table.

The figures in italics represent the expected frequencies (m_{ij}) on the hypothesis that the attributes are completely independent. Here

$$\psi^2 = \Sigma\, x_{ij}^2/m_{ij} = 5.634$$

and $s = t = 3$ so that on entering the « goodness of fit » table with $\chi^2 = 5.634$ and $n' = st - s - t + 2 = 5$ we read $P = .231$. To interpret this result regard the universe as composed of 151 poor law unions each with a measure of acreage of potatoes per 100 persons. If the experiment of grading this universe at random (i. e., without reference to the proportionate mortality from cancer) into 48, 48 and 55 grades had been repeated a great number of times, in 231 cases out of 1000 cell deviations greater than those of the actual experiment would be found. The experiment is, therefore, not significant of any relation.

In the next example the universe comprises the 2745 district electoral divisions in the Irish Free State in which the density of pigs per hundred acres of crops and pasture did not exceed 20 and where the acreage of land ploughed did not exceed 34 per 100 acres of crops and pasture in June 1926: required to show that the two statistics are related and to find an adequate

algebraic expression of their relationship. There are in all 2970 district electoral divisions in the Irish Free State. Of them 225 were omitted for a number of reasons. It was found that many of the divisions in which the density of ploughed land exceeded 34 were situated in Co. Donegal where very special local influences would outweigh the functional relation sought. It was also found that in many cases a high pig density was due to the presence of a town in the d vision : here also a disturbing influence was eliminated. Furthermore if any more divisions of higher pig density were retained it would be necessary to depart from the uniformity of grading in order to throw a sufficient number of elements into these grades for the theory to apply. There are certain objections to this course. The following table arrays these 2745 district electoral divisions according to (X) the density of pigs and (Y) the density of ploughed land in June, 1926.

Number of district electoral divisions, Irish Free State, 1926.

Ploughed land per 100 acres crops and pasture	Pigs per 100 acres crops and pasture																				
	Under 1	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8-9	9-10	10-11	11-12	12-13	13-14	14-15	15-16	16-17	17-18	18-19	19-20	Total
Under 2	3	5	3	2	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	14
2 - 4	53	48	20	21	12	8	9	10	5	4	2	4	3	—	1	1	—	—	1	—	202
4 - 6	47	80	58	36	31	33	20	18	13	11	5	5	8	5	2	2	1	2	—	1	378
6 - 8	15	46	61	56	41	24	27	25	20	13	12	7	8	2	3	3	4	3	1	3	374
8 - 10	10	13	39	38	38	38	27	20	15	13	11	12	9	7	8	3	3	5	1	1	311
10 - 12	9	11	20	36	38	19	29	14	18	19	10	5	11	8	4	5	3	3	—	3	265
12 - 14	4	9	11	16	28	31	18	29	24	17	18	14	10	1	6	4	5	1	3	1	250
14 - 16	3	3	8	16	22	27	27	20	11	17	11	13	11	7	12	7	10	4	4	—	233
16 - 18	5	2	6	8	12	19	8	18	23	21	8	12	8	6	5	10	3	5	3	2	184
18 - 20	3	2	7	2	8	11	11	15	11	12	10	5	4	7	7	6	5	5	5	3	139
20 - 22	3	1	2	6	3	8	12	3	8	6	7	6	7	3	6	1	2	2	3	1	90
22 - 24	5	2	5	—	4	9	6	8	10	9	6	7	2	5	6	3	3	2	2	—	94
24 - 26	2	1	3	3	5	2	1	6	3	3	6	10	4	3	3	4	3	—	3	3	68
26 - 28	1	2	—	3	2	5	7	3	6	3	5	2	8	3	2	2	2	1	1	—	58
28 - 30	—	1	2	1	4	4	—	3	2	4	2	3	2	1	1	1	—	2	—	—	33
30 - 32	—	—	2	2	2	2	2	3	—	1	2	1	1	—	4	1	2	1	1	—	27
32 - 34	1	3	1	2	—	3	1	—	1	3	1	2	—	2	2	1	1	—	1	—	25
Total	164	229	248	248	250	243	205	195	171	156	116	108	96	60	72	54	47	36	29	18	2.745

The following are the values of certain of the principal statistical function for this array. The arithmetic means are

$$\bar{x} = 6.8304\,, \qquad \bar{y} = 12.1286$$

The standard deviations are

$$\sigma_x = 4.5674\,, \qquad \sigma_y = 7.0430$$

The coefficient of correlation and the correlation ratio are

$$r = .4039\,, \qquad \eta_y = .4252$$

It will first be shown formally that Y is not simply independent of X. The « goodness of fit » integral $P(N\eta_y^2)$ for $N\eta_y^2 = 506.1$ and $n' = 20$ is incommensurably small — probably of the order $1/10^{100}$. It is therefore certain that the Y — averages found in the grades could not have been found if the universe of 2745 elements each with a Y — measure had been graded at random (without reference to the measure of X) into 20 grades, the first containing 164 elements, the second 229 elements, etc., the 20th containing 13 elements.

By the method of least squares a straight line, a parabola and a cubic were fitted to the observations. Their equations were

1) $y = 12.5457 + .622885\,x$
2) $y = 13.3696 + .690761\,x - .0365329\,x^2$
3) $y = 13.3899 + .669088\,x - .0387200\,x^2 + .00048862\,x^3$.

The origin is situated at the point $x = 7.5$, $y = 0$.

The following table shows the actual grade averages and the averages as calculated from these curves.

Pigs per 100 acres crops and pasture	Ploughed land per 100 acres crops and pasture				Number of district electoral divisions (total 2745)
	Actual	Estimated			
		Linear Regression	Parabolic Regression	Cubic Regression	
0 and under 1	7.427	8.186	6.744	6.641	164
1 » » 2	7.061	8.809	7.910	7.876	229
2 » » 3	9.008	9.431	9.003	9.015	248
3 » » 4	9.823	10.054	10.022	10.063	248
4 » » 5	11.200	10.677	10.969	11.021	250
5 » » 6	12.696	11.300	11.842	11.893	243
6 » » 7	12.493	11.923	12.642	12.682	205
7 » » 8	13.103	12.546	13.370	13.390	195
8 » » 9	13.784	13.169	14.024	14.021	171
9 » » 10	14.615	13.792	14.605	14.577	156
10 » » 11	15.276	14.415	15.113	15.062	116
11 » » 12	15.741	15.038	15.548	15.478	108
12 » » 13	14.708	15.660	15.910	15.828	96
13 » » 14	16.200	16.283	16.199	16.116	60
14 » » 15	17.195	16.906	16.415	16.344	72
15 » » 16	16.556	17.529	16.558	16.515	54
16 » » 17	16.787	18.152	16.627	16.632	47
17 » » 18	15.722	18.775	16.624	16.697	36
18 » » 19	18.586	19.398	16.548	16.742	29
19 » » 20	14.889	20.021	16.398	16.688	18

The values of $N\eta^2_z$ and the «goodness of fit» integral $P(N\eta^2_z)$ with $n' = 20$ for these three curves were found to be

	$N\eta^2_z$	$P(N\eta^2_z)$
1) Straight line	58.055	.000007
2) Parabola	21.011	.336
3) Cubic	20.345	.375

For the straight line, therefore, $z = y - 12.5457 - .622885\,x$ is not simply independent of x and the straight line is accord-

ingly an impossibly bad measure of the regression between the variates. The parabola and the cubic on the other hand express the functional relationship between the variates quite adequately. It will be noted that the cubic is not appreciably better than the parabola as the measure of regression.

§ 2. Complete independence.

The following theorem is fundamental:

An universe of s *grades has* Np_i *elements in grade* i $(i = 1, 2, \ldots s;\ \Sigma p_i = 1)$. *From it* $t - 1$ *random draws are made in succession without replacement so that the* ith *draw contains* Nq_i *elements leaving finally* Nq_t *elements of the original universe. The probability that on the* jth *draw* $(m_{ij} + x_{ij})$ *elements will be found in the* ith *grade* $(i = 1, 2, \ldots s;\ j = 1, 2, \ldots t)$ *is*

$$\text{constant} \times \left(1 - \frac{1}{2}\Sigma\Sigma x_{ij}/m_{ij} + \frac{1}{6}\Sigma\Sigma x^3_{ij}/m^2_{ij}\right) e^{-\psi^2/2} \qquad \ldots (i)$$

with $\psi^2 = \Sigma\Sigma x^2_{ij}/m_{ij}$

$$\sum_{i=1}^{s} x_{ij} = 0 \ (j = 1, 2, \ldots t); \quad \sum_{j=1}^{t} x_{ij} = 0 \ (i = 1, 2, \ldots s); \quad m_{ij} = Np_iq_j$$

In the formula terms of order m_{ij}^{-1} *are neglected.*

Professor Bowley (1) has given what is in effect this theorem for the particular case $t = 2$. To prove the theorem in general: in the first draw of Nq_1 elements the probability that deviations x_{i1} $(i = 1, 2, \ldots s)$ from the expected $Np_i q_1$ in the *ith* grade is

$$\prod_{i=1}^{s} {}^{Np_i}C_{Np_iq_1 + x_{i1}} \Big/ {}^{N}C_{Nq_1}$$

$$\text{with} \sum_{i=1}^{s} x_{i1} = 0$$

Having found $Np_i q_1 + x_{i1}$ $(i = 1, 2, \ldots s)$ on the first draw the probability that $Np_i q_2 + x_{i2}$ will be found in the second is

$$\prod_{i=1}^{s} {}^{Np_i(1-q_1) - x_{i1}}C_{Np_iq_2 + x_{i2}} \Big/ {}^{N(1-q_1)}C_{Nq_2}$$

---

(1) Institut International de Statistique, Rome 1925, *Rapport de la Commission sur l'Application des Méthodes Représentatives dans les diverses Statistiques*, p. 37.

To find the total probability that deviations x_{i1} will be found on the first draw and x_{i2} on the second ($i = 1, 2, \ldots s$) from the expected values multiply these two expressions. Continue the process until the $t-1$th draw. To find the total probability $t-1$ expressions of the above type will be multiplied together. Developing each of the s factors in each of the $t-1$ expressions in terms of factorials the total probability may be written in the form

$$P = \frac{1}{N!} \prod_{i=1}^{s} \prod_{j=1}^{t} Np_i! \, Nq_j! \, / Np_i q_j + x_{ij}!$$

on introducing for symmetry the variables x_{it} given by $\sum_{j=1}^{t} x_{ij} = 0$ ($i = 1, 2, \ldots s$). Let P_0 be the value of this expression when all the x_{ij} are zero. Then

$$\frac{P}{P_0} = \prod_{i=1}^{s} \prod_{j=1}^{t} Np_i q_j! \, / Np_i q_j + x_{ij}!$$

So far no hypothesis has been introduced limiting the dimensions of $m_{ij} = Np_i q_j$ so that the theory may apply. By Sterling's theorem (first approximation) $n! = \sqrt{2\pi}\, n^{n+\frac{1}{2}} e^{-n}$. Then it follows that

$$\frac{P}{P_0} = \Pi\Pi (1 + x_{ij}/m_{ij})^{-\left(m_{ij} + x_{ij} + \frac{1}{2}\right)} \text{ when } m_{ij} = Np_i q_j$$

$$\log \frac{P}{P_0} = -\Sigma\Sigma \left(m_{ij} + x_{ij} + \frac{1}{2}\right) \log (1 + x_{ij} / m_{ij})$$

$$= -\frac{1}{2}\Sigma\Sigma x^2_{ij} / m_{ij} - \frac{1}{2}\Sigma\Sigma x_{ij} / m_{ij} + \frac{1}{6}\Sigma\Sigma x^3_{ij}/m^2_{ij} + \ldots$$

Obviously the first term in this expansion is the most important when the m_{ij} are at all large. If the first term be taken as of dimension zero x_{ij} will be of dimension $m_{ij}^{-\frac{1}{2}}$. The second and third terms are then of order $m_{ij}^{-\frac{1}{2}}$ and subsequent terms in the expansion are of order m_{ij}^{-1} and higher negative powers. The result announced above follows immediately (1).

---

(1) When no other restrictive conditions attach to the expected cell frequencies m_{ij} other than that the m_{ij} should all be integers the full expression for

The form of this expression for the probability suggests ψ as a convenient measure of total deviation. We therefore define deviations ξ_{ij} as being greater than, equal to or less than x_{ij} *in the aggregate* according as

$$\sum_{i=1}^{s}\sum_{j=1}^{t}\xi_{ij}^2/m_{ij} \gtreqless \sum_{i=1}^{s}\sum_{i=1}^{t}x_{ij}^2/m_{ij}$$

Accordingly to find whether a series of deviations x_{ij} from the expected cell frequencies m_{ij} might reasonably be attributed to chance we find the probability that deviations as great as or greater than x_{ij} might be found on random sampling. This probability is given by

$$P = \text{constant} \times \int \ldots \int_S e^{-\psi^2/2} \prod_{i=1}^{s-1}\prod_{j=1}^{t-1} d\xi_{ij} \qquad \ldots (ii)$$

$$\text{with } \psi^2 = \Sigma\Sigma\,\xi_{ij}^2/m_{ij}$$

$$\sum_{i=1}^{s}\xi_{ij} = 0 \ (j = 1, 2, \ldots t); \qquad \sum_{j=1}^{t}\xi_{ij} = 0 \ (i = 1, 2, \ldots s)$$

when terms in $m_{ij}^{-\frac{1}{2}}$ and higher negative powers are neglected. S represents the domain external to

$$\sum_{i=1}^{s}\sum_{j=1}^{t}\xi_{ij}^2/m_{ij} = \sum_{i=1}^{s}\sum_{j=1}^{t}x_{ij}^2/m_{ij}$$

$$\text{with } \sum_{i=1}^{s}\xi_{ij} = 0 \ (j = 1, 2, \ldots t); \qquad \sum_{j=1}^{s}\xi_{ij} = 0 \ (i = 1, 2, \ldots s)$$

The latter conditions show that in fact the probability integral is of $(s-1)\ (t-1)$ dimensions for the original variables ξ_{ij} are

---

the probability that deviations x_{ij} will be found on random grading may be written

$$\text{constant} \times e^{\psi}$$

$$\text{with } \psi = \Sigma\Sigma\frac{(-)^p}{p m_{ij}^{\,p}} f_{p+1}(x_{ij})$$

$$\text{and } f_{p+1}(x_{ij}) = 1^p + 2^p + \ldots + x_{ij}^{\,p} = \frac{1}{p+1}x_{ij}^{\,p+1} + \frac{1}{2}x_{ij}^{\,p} +$$

$$+ \frac{p}{12}x_{ij}^{\,p-1} + 0\,.\,x_{ij}^{\,p-2} + \ldots$$

The function ψ is uniformly convergent when the x_{ij} satisfy the conditions

$$|x_{ij}| < m_{ij}$$

connected by $s + t - 1$ linear independent relations. The positive quadratic form $\sum_{i=1}^{s} \sum_{j=1}^{t} \frac{\xi_{ij}^2}{m_{ij}}$ may therefore in theory be reduced to the form $\sum_{i=1}^{s-1} \sum_{j=1}^{t-1} \eta_{ij}^2 / M_{ii}$ by a linear homogeneous transformation of variables. For the present purpose it will be sufficient to observe that the transformation may be effected. It may however be of interest to note how the quadratic form may easily be reduced. Suppose that the st variables ξ_{ij} are arrayed in s columns and t rows. By s similar applications of transformation A (§ 6) to each column of variables it is clear that

$$\sum_{i=1}^{s} \sum_{j=1}^{t} \xi_{ij}^2 / N p_i q_j = \sum_{i=1}^{s} \sum_{j=1}^{t-1} \xi'^2_{ij} / N p_i Q_j$$

$$\text{with } \sum_{i=1}^{s} \xi'_{ij} = 0 \ (j = 1, 2, \ldots t-1) \text{ and } Q_j = \frac{1 - q_1 - q_2 - \ldots - q_{j-1}}{q_j (1 - q_1 - q_2 - \ldots - q_j)}$$

Again regard the $s(t-1)$ variables ξ'_{ij} arrayed in s columns and $(t-1)$ rows. Now apply transformation A to the $(t-1)$ rows and the latter expressions takes the definitive form required

$$\sum_{i=1}^{s-1} \sum_{j-1}^{t-1} \eta_{ij}^2 / N P_i Q_j$$

$$\text{with } P_i = \frac{1 - p_1 - p_2 - \ldots - p_{i-1}}{p_i (1 - p_1 - p_2 - \ldots - p_i)}$$

After this series of linear homogeneous transformation the probability integral (*ii*) becomes

$$P = \text{constant} \times \int_{(s-1)\ (t-1)} \int_{S} e^{-\psi^2/2} \prod_{i=1}^{s-1} \prod_{j-1}^{t-1} d\,\eta_{ij} \qquad \ldots (iii)$$

$$\psi^2 = \sum_{j=1}^{s-1} \sum_{j=1}^{t-1} \eta_{ij}^2 / N P_i Q_j$$

and S now indicates the domain external to $\psi^2 = \Sigma\,\Sigma\, x_{ij}^2 / m_{ij}$. Transform the $(s-1)$ $(t-1)$ variables η_{ij} into generalised polar coordinates $(\varrho\,;\ \alpha_1\, \alpha_2 \ldots \alpha_{st-s-t})$ so that $\varrho^2 = \psi^2$, $R^2 = \Sigma\,\Sigma\, \frac{x_{ij}^2}{m_{ii}}$. Then $\Pi\,\Pi\, \delta\eta_{ij} = \text{constant} \times \varrho^{st-s-t}\, \delta\varrho\, \delta\omega$ where $\delta\omega$ is of dimen-

sion $st - s - t$ and is independent of ϱ and $\delta\varrho$. Hence (*iii*) becomes

$$\text{constant} \propto \int_R^\infty \varrho^{st-s-t} e^{-\varrho^2/2} \, d\varrho$$

The constant factor is found by setting $P = 1$ when $R = 0$. This is the value of Professor Pearson's « goodness of fit » integral (1) when $\chi^2 = \Sigma\Sigma x_{ij}^2 / m_{ij}$ and $n' = st - s - t + 2$.

To derive from this theorem a criterion for *complete independence* let the N elements of the universe, each with measures of the attributes X and Y be arrayed in a two-way frequency table of s grades according to the measure of X and t grades according to the measure of Y. If the cell frequencies found $[Np_i q_j + x_{ij}$ in the cell $(i, j)]$ could reasonably be presumed due to random grading X and Y are (by definition) completely independent

The attributes X *and* Y *are completely independent when on entering the « goodness of fit » table with* $\chi^2 = \Sigma\Sigma x_{ij}^2 / Np_i q_j$ *and* $n' = st - s - t + 2$ *the resulting value of* P *is not too small. It is here presumed that the expected cell frequencies* $Np_i q_j$ *are so large that terms in* $(Np_i q_j)^{-\frac{1}{2}}$ *may be neglected.*

It will be noted that $\psi^2 = N\varphi$, where φ^2 is the *mean square contingency*.

§ 3. The frequency distribution of grade totals.

Regard the universe of N elements as composed of s groups each containing a large number of elements. Suppose that there are Np_i elements in the *ith* group all measuring a_i ($\sum_{i=1}^{s} p_i = 1$). If the universal total is zero then $\Sigma a_i p_i = 0$. Let the universe be graded at random into t grades containing $n_1, n_2, \ldots n_t$ elements respectively ($\sum_{j=1}^{t} n_j = N$) and suppose that none of the p_i are small in the sense that all the numbers $p_i n_j$ may be regarded as of the same order of magnitude as the n_j when the n_i are large. Then if σ and μ_3 be the standard deviation and the third moment of the universe, *the probability that the grade totals found will lie between* x_1 *and* $x_1 + \delta x_1$, x_2 *and* $x_2 + \delta x_2$ *etc is given by*

(1) « Philosophical Magazine », 1900.
Tables for Statisticians and Biometricians, 2nd Edition, p. 26.

$$\left.\begin{aligned} &\text{constant} \times e^{-\frac{1}{2}\theta^2}\, \delta x_1\, \delta x_2 \ldots \delta x_{t-1} \\ &\text{with } \theta^2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{j=1}^{t} x_j^2 / n_j \text{ and } 0 = \sum_{j=1}^{t} x_j \end{aligned}\right\} \quad \ldots (i)$$

when terms in $(n_i)^{-\frac{1}{2}}$ $(j = 1, 2, \ldots t)$ *are neglected and by*

$$\left.\begin{aligned} &\text{constant} \times (1 + k_1 + k_3)\, e^{-\frac{1}{2}\theta^2}\, \delta x_1\, \delta x_2 \ldots \delta x_{t-1} \\ &\text{with } k_1 = -\frac{\mu_3}{2\sigma^4} \sum_j x_j / n_j \text{ and } k^3 = \frac{\mu_3}{6\sigma^6} \sum_j x_j^3 / n_j^2 \end{aligned}\right\} \quad \ldots (ii)$$

The probability may, in fact, readily be written down in the form of a multiple integral using the fundamental theorem of § 2. The expected frequency in the *ith* group and the *jth* grade is $p_i n_j$. Let the deviation actually found from the expected frequency be ξ_{ij}. Then if the total measure in the *jth* grade be x_j,

$$x_j = \sum_{i=1}^{s} (p_i n_j + \xi_{ij})\, a_i = \sum_i \xi_{ij}\, a_i \quad (j = 1, 2, \ldots t)$$

The required probability may therefore be written

$$\left.\begin{aligned} &\text{constant} \times \delta x_1\, \delta x_2 \ldots \delta x_{t-1} \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{(\lambda)} \int_{-\infty}^{\infty} P_\xi\, d\xi_{11}\, d\xi_{12} \ldots \\ &\text{with } P_\xi = e^{-\frac{1}{2} \sum_i \sum_j \xi^2_{ij} / p_i n_j} \end{aligned}\right\} \quad \ldots (iii)$$

when the n_j are so large that terms in $(p_i n_j)^{-\frac{1}{2}}$ are negligible. The integral is of dimension $\lambda = st - s - 2t + 2$. The variables ξ_{ij} are, in fact, connected by the $s + 2t$ relations

$$\left.\begin{aligned} &\sum_{i=1}^{s} \xi_{ij} = 0 \quad , \qquad \sum_{i=1}^{s} a_i\, \xi_{ij} = x_j \quad (j = 1, 2, \ldots t) \\ &\sum_{j=1}^{t} \xi_{ij} = 0 \qquad\qquad (i = 1, 2, \ldots s) \end{aligned}\right\} \quad \ldots (iv)$$

Of these $s + 2t - 2$ are independent. It is therefore possible to express the original st variables ξ_{ij} as linear functions of $st - (s + 2t - 2)$ of them.

In the integral *(iii)* effect the change of variables (ξ_{ij}, X_{ij}) given by

$$\xi_{ij} = \frac{a_i p_i x_j}{\sigma^2} + X_{ij} \quad (i = 1, 2, \ldots s\,; \quad j = 1, 2, \ldots t) \quad \ldots (v)$$

Then since $\Sigma a_i p_i = 0$ and $\Sigma a_i^2 p_i = \sigma^2$ relations (*iv*) become

$$\left.\begin{aligned} \sum_{i=1}^{s} X_{ij} = 0, \qquad \sum_{i=1}^{s} a_i X_{ij} = 0, \qquad & (j = 1, 2, \ldots t) \\ \sum_{j=1}^{t} X_{ij} = 0 \qquad\qquad & (i = 1, 2, \ldots s) \end{aligned}\right\} \quad \ldots (vi)$$

The st variables X_{ij} are therefore independent of the x_j and the infinite limits of integration in (*iii*) are unchanged. The expression $\Sigma\Sigma \xi_{ij}^2 / p_i n_j$ in (*iii*) will not contain any product terms of the form $A X_{ij} x_j$ after the transformation (*vi*). It will reduce in fact to

$$F_2 (X_{11}, X_{12}, \ldots X_{st}) + \frac{1}{\sigma^2} \sum_{j=1}^{t} x_j^2 / n_j$$

where F_2 is a positive quadratic form. The function F_2 will affect only the constant multiplier in the integral. Hence when terms of order $(p_i n_j)^{-\frac{1}{2}}$ $(i = 1, 2, \ldots s\,;\ j = 1, 2, \ldots t)$ are neglected the probability that totals lying between x_j and $x_j + \delta x_j$ will be found on random grading is

$$\text{constant} \times e^{-\theta^2/2}\, \delta x_1\, \delta x_2 \ldots \delta x_{t-1}$$

$$\text{with } \theta^2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_j x_j^2 / n_j \quad \text{and} \quad 0 = \sum_j x_j$$

which is equivalent to the result (*i*) above

The surface of equiprobability is given by $\frac{1}{\sigma^2} \Sigma x_j^2 / n_j = \text{constant}$ with $\Sigma x_j = 0$. It will be seen that equations (1) are identical with those which enter into Professor Pearson's « goodness of fit » theory when $\chi^2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{j=1}^{t} x_j^2 / n_j$ and $n' = t$. To ascertain if a grading is random or if a bias has in any way been introduced the « goodness of fit » tables are entered with those values of χ^2 and n'. The resulting value of $P(\chi^2)$ will indicate the probability that, on random grading, grade totals in the aggregate as great as or greater than $x_1, x_2, \ldots x_t$ would be found.

The definition of simple independence arises out of this property of grade totals. Let each of the elements constituting the universe have two measured attributes X and Y, the universal

---

(1) *Elements of Statistics*, Fifth Edition, p. 431.

total of each being zero. X will be said to be *simply independent* of Y when on grading the universe into t grades according to the measure of Y the grade totals for the measure of X $(x_1, x_2, \ldots x_t)$ are no greater in the aggregate than might reasonably be expected if the universe had been similarly graded quite ot random (i. e. without any reference to the measure of Y). This expectation will be measured by entering the goodness of fit table with $n' = t$ and

$$\chi^2 = \frac{1}{\sigma_x^2} \sum_{j=1}^{t} x_j^2 / n_i$$

It will now be evident that $\theta^2 = N\eta^2$ where η is the correlation ratio. The principal properties of η are well-known.

1) $\eta^2 \geq r^2$ where r is the coefficient of correlation.

2) $1 \geq \eta^2$.

Professor Bowley has given a useful empirical rule for determining if a given set of deviations (in the ordinary « goodness of fit » theory) could have occured by chance : if $\chi^2 \geq 2t$ it is very improbable that the deviations found were ot random.

If $r^2 \geq 2t/N$ *the variates* X *and* Y *are likely to be related.* In fact from 1) $\eta^2 \geq r^2 \geq 2t/N$ or $\theta^2 \geq 2t$.

So far it has been assumed that the grade frequencies are so large that terms in $(p_i n_j)^{-\frac{1}{2}}$ are negligible. It will now be shown that the second approximation to the probability of finding grade totals lying between x_j and $x_j + \delta x_j$ $(j = 1, 2, \ldots t)$ is given by (*ii*) above. With the same notation as before the required probability may be expressed

$$\left.\begin{aligned} &\text{constant} \times \delta x_1 \, \delta x_2 \ldots \delta x_{t-1} \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{(\lambda)} \int_{-\infty}^{\infty} P'_\xi \, d\xi_{11} \, d\xi_{12} \ldots \\ &\text{with} \quad P'_\xi = \left(1 - \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \xi_{ij} / p_i n_j + \right. \\ &\left. + \frac{1}{6} \sum_i \sum_j \xi_{ij}^3 / p_i^2 n_j^2 \right) e^{-\frac{1}{2} \sum_i \sum_j \xi_{ij}^2 / p_i n_j} \end{aligned}\right\} \quad \ldots (vii)$$

from § 2 (*i*). After changing the variables ξ_{ij} by (*v*) the latter integral takes the form

$$\text{constant} \times \delta x_1 \, \delta x_2 \ldots \delta x_{t-1} \, (1 + k_1 + k_3) \, e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_j x_j^2 / n_j} \quad \ldots \quad (viii)$$

where k_1 and k_3 are homogeneous polynomials of degree 1 and 3 respectively in the x_i. The only other term which can occur in the polynomial factor is homogeneous and of degree 2 in the x_i. It will immediately be apparent however that the coefficients of all these terms vanish for they all contain ultimately the factor $\int_{-\infty}^{\infty} x\, e^{-ax^2}\, dx$ which equals zero, a being a positive constant. (See § 6; lemma 2)

k_3 may be found immediately. It can only occur in the expression $\frac{1}{6}\sum_i \sum_j \xi_{ij}^3 / p_i^2 n_i^2$ when the transformation (v) has been effected. It follows therefore that k_3 (to a constant factor) is given by

$$k_3 = \frac{\mu_3}{6\sigma^6} \sum_{j=1}^{t} x_j^3 / n_j^2$$

since $\sigma^2 = \sum_i p_i a_i^2$ and $\mu_3 = \sum_i p_i a_i^3$. The derivation of k_1 is more difficult. It may be found as follows. Set $k_1 = \Sigma \frac{\alpha_j x_j}{n_j}$. Required to find the values of the constants α_j.

It is known that the average value of x_1 is zero. Hence

$$0 = \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{(t-1)}^{\infty} x_1\, e^{-\frac{1}{2\sigma^2}\sum_j x_j^2/n_j} \left(1 + \sum_j \alpha_j x_j / n_j + \right.$$
$$\left. + \frac{6\sigma^6}{\mu_3} \sum_j x_j^3 / n_j^2 \right) dx_1\, dx_2 \ldots dx_{t-1} \qquad \ldots (ix)$$
$$\text{with } \sum_j x_j = 0$$

Change the variables x_j into X_i $(i = 1, 2, \ldots t-1)$ by transformation A (lemma 1; § 6). Then

$$x_1 = X_1$$

$$\Sigma \frac{x_i^2}{n_i} = \frac{N}{n_1(N-n_1)} X^2{}_1 + \frac{N-n_1}{n_2(N-n_1-n_2)} X^2{}_2 + \ldots + \frac{n_{t-1}+n_t}{n_{t-1}\, n_t} X^2{}_{t-1}$$

$$\Sigma \frac{\alpha_j x_j}{n_j} = \frac{\alpha_1 N - n_1 \alpha}{n_1 (N-n_1)} X_1 + \left[\begin{array}{c} \text{terms which on integration in } (ix) \\ \text{will vanish} \end{array} \right]$$

$$\text{with } N = \Sigma n_j \text{ and } \alpha = \Sigma \alpha_j$$

$$\Sigma x_i^3 / n_i^2 = \left\{ \frac{1}{n^2_1} - \frac{1}{(N-n_1)^2} \right\} X_1^3 - 3 X_1 X_2^2 / n_2 (N - n_1 - n_2) -$$
$$- 3 (N - n_1 - n_2) X_1 X_3^2 / n_3 (N - n_1) (N - n_1 - n_2 - n_3)$$
$$- \ldots - 3 (n_{t-1} + n_t) X_1 X^2_{t-1} / n_{t-1} n_t (N - n_1)$$
$$+ [\text{terms which on integration in } (ix) \text{ will vanish}]$$

Substitute these values in (*ix*). On integration and reduction

$$- \frac{\mu^3}{2\sigma^4} (1 - t n_1 / N) = \alpha_1 - \alpha n_1 / N$$

By symmetry the conditions that the average values of x_1, $x_2, \ldots x_t$ should be zero will yield

$$- \frac{\mu^3}{2\sigma^4} (1 - t n_j / N) = \alpha_j - \alpha n_j / N \qquad (j = 1, 2, \ldots t)$$

The unique solution of these simple equations is

$$\alpha_1 = \alpha_2 = \ldots = \alpha_t = - \frac{\mu^3}{2\sigma^4}$$

Equations (*ii*) are thus found.

In the case of the second approximation to the generalised law of grade totals let $\theta^2 = \frac{1}{\sigma^2} \Sigma x_i^2 / n_i$ be still regarded as the measure of aggregate deviation. The probability that on random grading totals of $x_1, x_2, \ldots x_t$ or greater will be found in the t grades is given by

$$\text{constant} \propto \int_{(t-1)} \ldots \int_S e^{-\theta^2/2} (1 + k_1 + k_3) \, d\xi_1 \ldots d\xi_{t-1}$$

$$\text{with } \theta^2 = \frac{1}{\sigma^2} \Sigma \xi_i^2 / n_i \text{ and } \Sigma \xi_i = 0$$

S being the domain exterior to $\Sigma \xi_i^2 / n_i = \Sigma x_i^2 / n_i$ and k_1 and k_3 being homogeneous and of degree 1 and 3 respectively in the variables ξ_i. But by lemma 3 (§ 6) the second and third terms in the integral vanish and the integral reduces to the Pearsonian $P(\chi^2)$ with $\chi^2 = \theta^2$ and $n' = t$.

The « goodness of fit » integral $P(\chi^2)$ *with* $\chi^2 = \theta^2$ *and* $n' = t$ *correctly represents the probability that on random grading grade totals greater than* $(x_1, x_2, \ldots x_t)$ *in the aggregate should be found, even when the number of elements in any grade is quite small. The difference between the former and the latter integrals is in fact of order* n_i^{-1}. In

order to derive this latter theorem a knowledge of the precise form k_1 and k_3 is not necessary — it would be sufficient to observe from integral (*vii*) that its form was as given in (*viii*). The values of these functions have however been given on account of their theoretical interest.

An interesting particular case occurs when the number of grades $t = 2$. Then from (*ii*), the probability that a total lying between x_1 and $x_1 + \delta x_1$ will be found when a random sample of n_1 elements is drawn from a universe of $n_1 + n_2$ elements is

$$\text{constant} \times \delta x_1 \left\{ 1 - \frac{\mu^3}{2\sigma^2}\left(\frac{x_1}{n_1} + \frac{x_2}{n_2}\right) + \right.$$
$$\left. + \frac{\mu_3}{6\sigma^6}\left(\frac{x_1^3}{n_1^2} + \frac{x_2^2}{n_2^2}\right)\right\} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}\left(\frac{x_1^2}{n_1} + \frac{x_2^2}{n_2}\right)}$$

Or, setting $n_1 = n$, $n_2 = N - n$ and $x_1 = -x_2 = x$ this expression becomes

$$\text{constant} \times \delta x \left\{ 1 - \frac{N - 2n}{2(N-n)} \cdot \frac{\mu_3}{\sigma^4} \cdot \frac{x}{n} + \right.$$
$$\left. + \frac{N(N-2n)}{6(N-n)^2} \cdot \frac{\mu_3}{\sigma^6} \cdot \frac{x^3}{n^2} \right\} e^{-\frac{N}{2(N-n)} \cdot \frac{x^2}{n\sigma^2}} \qquad \ldots (xi)$$

when terms in n^{-1} and $(N-n)^{-1}$ are neglected. When terms in $n^{-\frac{1}{2}}$ are neglected the polynomial factor reduces to unity and the distribution tends towards normality. This completes the demonstration of the result originally announced by Dr. Isserlis (1) who showed that the quantities $B_1 = M^2_3 / M^3_2$ and $B_2 = M_4 / M_2^2$, where $M_2 \cdot M_3$ and M_4 are the second, third and fourth moments of the means of samples, tend towards their normal values 0 and 3 respectively when n and $N - n$ tend towards infinity no matter how the original universe is distributed.

The frequency distribution in the form (*xi*) above has been given by Professor Bowley, who showed that the first six moments of the distribution accorded with such a distribution when terms in n^{-1} and $(N-n)^{-1}$ are negligible.

---

(1) « *Journal of the Royal Statistical Society* », 1918, p. 75.
« *Royal Society, Proc.* » A, Vol. 92, 1915, p. 32.

(2) Institut International de Statistique, Rome 1925. *Rapport de la Commission sur l'Application des Méthodes Représentatives dans les Diverses Statistiques*, p. 27.

§ 4. Application to the theory of regression.

If it has been found that, according to the definition of simple dependence, Y is dependent on X (grading being now according to the measure of X) the problem arises of finding the best algebraic relation between their measures.

Regard the Y — measure of each element as composed of two terms the first of which varies rigidly with x from element to element. The second term (or what may be called the individualistic term) is peculiar to the element itself: in particular its fluctations will be independent of those of x. If the universe be examined element by element the contribution of the individualistic term to y may be so great as to obscure the essential relation between y and x. It is only when the universe is graded according to the measure of X (so that large numbers of elements fall into the grades) and the Y — averages calculated for each grade that any relationship that exists between y and x will appear. If the relation approximates more or less closely to the form $y = f(x)$, this process has the effect of throwing the functional term, $f(x)$, into prominence and of eliminating the contribution of the individualistic term.

Set therefore $y = f(x) + z$ in each element, z being the individualistic contribution to y. We require to find the function $f(x)$ as that z may be independent of x; or in other words the value of $f(x)$ is required so that on grading the universe according to the measure of X into s grades containing $n_1, n_2, \ldots n_s$ elements respectively the measure of $N\eta_z^2 = \frac{1}{\sigma_z^2} \sum_{i=1}^{s} z_i^2/n_i$, where z_i is the total of the measures of z in the *ith* grade, should not exceed a certain quantity determinate when s and the n_i are known. It is supposed that z, $f(x)$ and y are all measured from their respective universal averages.

In the *ith* grade assume that all the n_i values of x are grouped at their average value $\bar{x}_i$. Then

$$N\eta_z^2 = \frac{1}{\sigma_z^2} \Sigma n_i \{\bar{y}_i - f(\bar{x}_i)\}^2 \qquad \ldots (i)$$

where $\bar{y}_i$ represents the average value of the y's in the *ith* grade.

Now $N\sigma_z^2 = \sum_i \sum_j z_{ij}^2 = \sum_i \sum_j \{ y_{ij} - f(\bar{x}_i) \}^2$

$$= \sum_i n_i \{ f(\bar{x}_i) \}^2 - 2 \sum_i f(\bar{x}_i)\, n_i \bar{y}_i + N \sigma_y^2$$

$$= \sum_i n_i \{ \bar{y}_i - f(\bar{x}_i) \}^2 + N \sigma_y^2 - \Sigma n_i \bar{y}_i^2 \quad \ldots (ii)$$

But

$$N \sigma_y^2 - \Sigma n_i \bar{y}_i^2 = N (1 - \eta_y^2) \sigma_y^2$$

where η_y the correlation ratio between x and y.

Then from (*i*) and (*ii*)

$$N \sigma_z^2 = N \eta_z^2 \sigma_z^2 + N (1 - \eta_y^2) \sigma_y^2$$

or

$$\sigma_z^2 (1 - \eta_z^2) = \sigma_y^2 (1 - \eta_y^2) \quad \ldots (iii)$$

Since the expression on the right hand side is independent of $f(x)$ it is clear that the values of the constants which enter into the (as yet unknown) function $f(x)$ which minimalise η_z^2 must also minimalise σ_z^2 and vice versa. Hence *the function* $y = f(x ; a_0\, a_1 \ldots a_\lambda)$ *depending on the* $\lambda + 1$ *parameters* a_i *will best describe the relation between the variates* y *and* x *when the parameters have been found to render* $N \sigma_z^2 = \sum_i \sum_j \{ y_{ij} - f(\bar{x}_i) \}^2$ *a minimum. The fit cannot be regarded as a good one unless the minimalising values of the parameters make* $x = y - f(x ; a_0, a_1, \ldots a_\lambda)$ *independent of* x *according to the definition of simple independence given in* § 3. This theorem justifies the method of least squares which is usually adopted in fitting a theoretical curve to the observations.

The value of η_z^2 given by (*iii*) can be expressed in a more convenient form: in (*ii*) set $\Sigma n_i \{ \bar{y}_i - f(\bar{x}_i) \}^2 = N\varepsilon^2$. Since $\bar{y}_i - f(\bar{x}_i)$ represents the difference between the actual and theoretical values of the Y — average in the *ith* grade, ε^2 measures the mean square error in the measure of y for all the grades. Then substituting for σ_z^2 as given by (*ii*)

$$\eta_z^2 = \varepsilon^2 / \varepsilon^2 + \sigma_y^2 (1 - \eta_y^2)$$

Since z must be simply independent of x it follows that

$$N \eta_z^2 = N \varepsilon^2 / \varepsilon^2 + \sigma_y^2 (1 - \eta_y^2) < A, \quad \ldots (iv)$$

where A depends on the number of grades (it is less than twice the number of grades) and not at all on the number of elements N in the universe.

Consider now the particular case of the straight line: to find what conditions must be satisfied in the limited universe in order that the regression between the variates may be adequately represented by a straight line. If x and y are measured from their universal averages the method of least squares gives

$$y = r \cdot \frac{\sigma_y}{\sigma_x} x$$

as the straight line of closest fit.

Here

$$N \varepsilon^2 = \Sigma \left(\bar{y}_i - r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \bar{x}_i \right)^2 n_i$$
$$= N \sigma_y^2 (\eta_y^2 - r^2)$$

and hence from (*iv*)

$$\left. \begin{array}{r} N (\eta_y^2 - r^2) / 1 - r^2 < A \\ \eta_y^2 - r^2 < A (1 - r^2) / N \leqq A / N \end{array} \right\} \quad \ldots (v)$$

or

When N tends towards infinity this condition shows that r^2 must tend towards η_y^2 in order that the regression between the variates should be linear (1). In other cases (since A is less than twice the number of grades) the difference $(\eta_y^2 - r^2)$ must be less than $2/n$ were n is the average number of elements in each grade.

The general condition that must be satisfied in the array in order that the regression (always on grading according to the measure of x) may be adequately represented by a polynomial of degree λ will now be found. Let the regression be given by

$$y = a_0 + a_1 x + a_2 x^2 + \ldots + a_\lambda x^\lambda \qquad (\lambda + 1 < s)$$

The minimalising values of the a_i are given by the $\lambda + 1$ linear equations

$$\left. \begin{array}{l} \alpha_0 a_0 + \alpha_1 a_1 + \alpha_2 a_2 + \ldots + \alpha_\lambda \quad a_\lambda = \beta_0 \\ \alpha_1 a_0 + \alpha_2 a_1 + \alpha_3 a_2 + \ldots + \alpha_{\lambda+1} a_\lambda = \beta_1 \\ \vdots \qquad\qquad \vdots \\ \alpha_\lambda a_0 + \alpha_{\lambda+1} a_2 + \alpha_{\lambda+2} a_2 + \ldots + \alpha_{2\lambda} \quad a_\lambda = \beta\lambda \end{array} \right\} \quad \ldots (vi)$$

$$\text{where } \alpha_k = \Sigma n_i \bar{x}_i^k \quad \text{and} \quad \beta_l = \Sigma n_i \bar{x}_i^l \bar{y}_i \qquad \ldots (vii)$$

---

(1) K. Pearson. — *On the general theory of skew correlation and nonlinear regression.* « Drapers' Company Research Memoirs — Biometric Series » 11 p. 30.

Now

$$N\varepsilon^2 = \Sigma n_i \{\bar{y}_i - f(\bar{x}_i)\}^2$$
$$= \Sigma n_i \{\bar{y}_i - (a_0 + a_1\bar{x}_i + a_2\bar{x}_i^2 + \ldots + a_\lambda \bar{x}_i^\lambda)\}^2$$
$$= \Sigma n_i \bar{y}_i^2 - 2(\beta_0 a_0 + \beta_1 a_1 + \ldots + \beta_\lambda a_\lambda) + \{a_0^2 \alpha_0 + 2a_0 a_1 \alpha_1 + \ldots + a^2{}_\lambda \alpha_{2\lambda}\}$$

It will be seen that on substituting for the a_i given by (*vi*) the expression between the brackets $\{\ \}$ reduces to

$$\beta_0 a_0 + \beta_1 a_1 + \ldots \beta_\lambda a_\lambda$$

and hence

$$N\varepsilon^2 = \Sigma n_i \bar{y}_i^2 - (\beta_0 a_0 + \beta_1 a_1 + \ldots + \beta_\lambda a_\lambda) \quad \ldots (viii)$$

Solve (*vi*) for the a_i and substitute in (*viii*) then

$$N\varepsilon^2 = \Sigma n_i \bar{y}_i^2 - N\Phi$$

with

$$N\Phi = \frac{1}{\Delta} \sum_k \sum_l \beta_k \beta_l \Delta_{kl} \quad \ldots (ix)$$

In this expression Δ represents the determinant

$$\begin{vmatrix} \alpha_0 & \alpha_1 & \alpha_2 & \ldots & \alpha_\lambda \\ \alpha_1 & \alpha_2 & \alpha_3 & \ldots & \alpha_{\lambda+1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ \alpha_\lambda & \alpha_{\lambda+1} & \alpha_{\lambda+2} & \ldots & \alpha_{2\lambda} \end{vmatrix}$$

and $\Delta_{kl} = \Delta_{lk}$ is the minor found by suppressing the $k+1$*th* row and the $l+1$ *th* column of the determinant.

From (*i*) and (*ii*)

$$\eta_z^2 = \frac{\frac{1}{N}\Sigma n_i \bar{y}_i^2 - \Phi}{\sigma_y^2 - \Phi}$$

From (*iv*) the condition sought can be written down immediately : *The necessary and sufficient condition that the regression should be adequately represented by a polynomial of degree* λ *is that*

$$\frac{\Sigma n_i \bar{y}_i^2 - N\Phi}{\sigma_y^2 - \Phi} < A \quad \ldots (x)$$

where A *depends only on the number of grades and* Φ *has the value given in* (*ix*).

The value of A which enters into conditions (iv), (v) and (x) depends to some extent on personal judgment. It has been seen in fact that if $z = y - f(x)$ is not simply independent of x the fit of the regression curve $y = f(x)$ to the observations is inadequate. The measure of simple independence is the probability $P(N\eta_z^2)$ found by entering the « goodness of fit » table with $\chi^2 = N\eta_z^2$ and $n' = s$ the number of grades. The value of A is therefore the limiting value of χ^2 which for a given number of grades makes $P(\chi^2)$ not too small. If as a working hypothesis the values of $N\eta_z^2$ which render $P(N\eta_z^2) > \cdot 3$ be regarded as « good » and these which render $\cdot 3 \geq P(N\eta_z^2) > \cdot 1$ be regarded as « adequate », the following (taken from the « goodness of fit » table) gives in round numbers the limiting values A corresponding to certain numbers of grades

	Values of A	
Number of grades	Good fit	Adequate fit
5	5	8
10	10.5	15
15	16	21
20	21.5	27

§ 5. Unbroken Sequences.

The following problem will now be considered. The universe of $N = n_1 + n_2 + \ldots + n_t$ elements is classified at random into t grades containing $n_1, n_2, \ldots n_t$ elements respectively. To find the probability that the averages in the respective grades form an unbroken sequence in descending order of magnitude. By hypothesis the universal average and total are zero.

If $x_1, x_2, \ldots x_t$ are the totals of the grades the following conditions of inequality must be satisfied:

$$x_1/n_1 \geq x_2/n_2 \geq x_3/n_3 \ldots \geq x_{t-2}/n_{t-2} \geq x_{t-1}/n_{t-1} \geq x_t/n_t = \\ = -\frac{x_1 + x_2 + \ldots + x_{t-1}}{n_t} \qquad \ldots (i)$$

since $\Sigma x_i = 0$. Hence from § 3 (i) the probability that the sequence will be found is

$$P_t = k \int_{(t-1)} \ldots \int_S e^{-\theta^2/2}\, dx_1\, dx_2 \ldots dx_{t-1} \qquad \ldots (ii)$$

k being a constant and S indicating the domain (i) above. Also

$$\theta^2 = \frac{1}{\sigma^2}\left(\frac{x_1^2}{n_1} + \frac{x_2^2}{n_2} + \ldots + \frac{x_t^2}{n_t}\right) \quad \text{with} \quad \sum_{i=1}^{t} x_i = 0$$

By transformation A (§ 6 — lemma 1) θ^2 reduces to the form

$$\theta^2 = \frac{1}{\sigma^2}\left\{\frac{N}{n_1(N-n_1)}X^2{}_1 + \frac{N-n_1}{n_2(N-n_1-n_2)}X^2{}_2 + \ldots + \frac{n_{t-1}+n_t}{n_{t-1}\,n_t}X^2{}_{t-1}\right.$$

The last inequality in (i) gives

$$x_{t-1} + \frac{n_{t-1}}{n_{t-1}+n_t}(x_1 + x_2 + \ldots x_{t-2}) \geq 0 \quad \text{or} \quad X_{t-1} \geq 0$$

(from transformation A)

Similarly it may be shown that the other inequalities give

$$X_i \geq 0 \quad (i = 1, 2, \ldots t-2)$$

The upper limits of the variables X_i are found as follows: Eliminate the expression $(x_1 + x_2 + \ldots + x_{i-1})$ between the *ith* and the $(i+1)$*th* line of transformation A and the result may be written

$$\frac{n_i + n_{i+1} + \ldots + n_t}{n_{i+1} + n_{i+2} + \ldots + n_t} \cdot \frac{X_i}{n_i} - \frac{X_{i+1}}{n_{i+1}} = \frac{x_i}{n_i} - \frac{x_{i+1}}{n_{i+1}} \geq 0$$

or

$$\frac{X_{i+1}}{n_{i+1}} \leq \alpha_i \frac{X_i}{n_i} \quad \text{with} \quad \alpha_i = \frac{n_i + n_{i+1} + \ldots + n_t}{n_{i+1} + n_{i+2} + \ldots + n_t} \quad (i = 1, 2, \ldots t-2)$$

Set $\xi_i = \dfrac{X_i}{n_i}$ and the probability integral (ii) can be written

$$P_t = k\int_0^{\infty} d\xi_1 \int_0^{\alpha_1 \xi_1} d\xi_2 \int_0^{\alpha_2 \xi_2} \ldots \int_0^{\alpha_{t-2}\xi_{t-2}} d\xi_{t-1}\, e^{-\sum_{i=1}^{t-1} \mu_i \xi_i^2}$$

with

$$1 = k\int_{-\infty}^{\infty} d\xi_1 \int_{-\infty}^{\infty} d\xi_2 \int_{-\infty}^{\infty} \ldots \int_{-\infty}^{\infty} d\xi_{t-1}\, e^{-\Sigma \mu_i \xi_i^2}$$

or

$$k = \sqrt{\mu_1 \mu_2 \ldots \mu_{t-1}} / \pi^{\frac{t-1}{2}}$$

with

$$\mu_i = \frac{n_i(n_i + n_{i+1} + \ldots + n_t)}{n_{i+1} + n_{i+2} + \ldots + n_t} \cdot \frac{1}{2\sigma^2}$$

Regard P_t as a function of the variables α_i and differentiate with respect to $\alpha_{t-2}, \alpha_{t-3}, \ldots \alpha_1$ in succession

$$\frac{\delta^{t-2} P_t}{\delta \alpha_1 \delta \alpha_2 \ldots \delta \alpha_{t-2}} = k \alpha_1^{t-3} \alpha_2^{t-4} \ldots$$

$$\ldots \alpha_{t-3} \int_o^\infty \xi_1^{t-2} d\xi_1 e^{-\xi_1^2 (\mu_1 + \mu_2 \alpha_1^2 + \mu_3 \alpha_1^2 \alpha_2^2 + \ldots + \mu_{t-1} \alpha_1^2 \alpha_2^2 \ldots \alpha^2_{t-2})}$$

$$= k_1 \alpha_1^{t-3} \alpha_2^{t-4} \ldots \alpha_{t-3} (\mu_1 + \mu_2 \alpha_1^2 + \mu_3 \alpha_1^2 \alpha_2^2 + \ldots + \mu_{t-1} \alpha_1^2 \alpha_2^2 \ldots \alpha^2_{t-2})^{-\frac{t-1}{2}}$$

with

$$k_1 = \frac{1}{2} \cdot \frac{3}{2} \ldots \frac{t-3}{2} \sqrt{\mu_1 \mu_2 \ldots \mu_{t-1}} / \pi^{\frac{t-2}{2}} \qquad \text{when } t \text{ in even}$$

or

$$k_1 = \frac{t-3}{2}! \sqrt{\mu_1 \mu_2 \ldots \mu_{t-1}} / \pi^{\frac{t-1}{2}} \qquad \text{when } t \text{ is odd}$$

These differential equations admit very simple solutions when $t = 3$ and $t = 4$:

When $t = 3$, $P_3 = \frac{1}{2\pi} tan^{-1} \sqrt{\frac{n_2 (n_1 + n_2 + n_3)}{n_1 n_3}}$

When $t = 4$,

$$P_4 = \frac{1}{4\pi} \left\{ tan^{-1} \sqrt{\frac{n_3 (n_2 + n_3 + n_4)}{n_2 n_4}} - tan^{-1} \sqrt{\frac{n_1 n_3}{n_2 (n_1 + n_2 + n_3)}} \right\}$$

When $t = 5$ the expression P_t takes a more complicated form:

$$P_5 = \frac{1}{4\pi^2} \left\{ tan^{-1} a \; tan^{-1} b - \int_o^{tan^{-1} c} dx \; tan^{-1} \frac{f}{\sqrt{1 - g^2 tan^2 x}} \right.$$

with

$$a^2 = \frac{n_2 (n_1 + n_2 + n_3 + n_4 + n_5)}{n_1 (n_3 + n_4 + n_5)}$$

$$b^2 = \frac{n_4 (n_3 + n_4 + n_5)}{n_3 n_5}$$

$$c^2 = \frac{n_2 n_4}{n_3 (n_2 + n_3 + n_4)}$$

$$f^2 = \frac{(n_2 + n_3) (n_1 + n_2 + n_3 + n_4 + n_5)}{n_2 (n_4 + n_5)}$$

It is immediately obvious that when the n_i are all equal $P_3 = 1/3!$ and $P_4 = 1/4!$ as we would expect. As a check on the fairly laborious calculation of P_5 it was found by approximate integration that its value in this particular case was $1/5!$ to within the margin of approximation.

§ 6. Three lemmas.

Lemma 1. - The quadratic form

$$F = x_1^2 / n_1 + x_2^2 / n_2 + \ldots + x^2_t / n_t$$

with

$$0 = x_1 + x_2 + \ldots + x_t$$
$$N = n_1 + n_2 + \ldots n_t$$

can be reduced to the form

$$F = \frac{N}{n_1 (N - n_1)} X^2_1 + \frac{N - n_1}{n_2 (N - n_1 - n_2)} X^2_2 + \ldots + \frac{n_{t-1} + n_t}{n_{t-1} n_t} X^2_{t-1}$$

by the transformation of variables (A)

$$\left.\begin{aligned} X_1 &= x_1 \\ X_2 &= x_2 + \frac{n^2}{N - n_1} \cdot x_1 \\ X_3 &= x_3 + \frac{n_3}{N - n_1 - n_2} (x_1 + x_2) \\ &\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ X_{t-1} &= x_{t-1} + \frac{n_{t-1}}{n_{t-1} + n_t} (x_1 + x_2 + \ldots + x_{t-2}) \end{aligned}\right\} \quad \ldots (A)$$

Write, in fact,

$$F = \frac{x_1^2}{n_1} + \frac{x_2^2}{n_2} + \ldots + \frac{x^2_{t-1}}{n_{t-1}} + \frac{(x_1 + x_2 + \ldots + x_{t-1})^2}{n_t}$$
$$= \left\{ \sum_{i=1}^{t-2} \frac{x_i^2}{n_i} + \frac{(x_1 + x_2 + \ldots + x_{t-2})^2}{n_{t-1} + n_t} \right\} + \frac{n_{t-1} + n_t}{n_{t-1} n_t} X^2_{t-1}$$

The expression between the brackets } { differs from the original F only in that the number of variables is now diminished by one and that the n_t is now replaced by $n_{t-1} + n_t$. The final form of the quadratic form F and of transformation (A) can therefore be written straight away.

The reciprocal of transformation (A) is transformation (B):

$$\left.\begin{aligned} \frac{x_1}{n_1} &= \frac{X_1}{n_1} \\ \frac{x_2}{n_2} &= -\frac{X_1}{N - n_1} + \frac{X_2}{n_2} \\ \frac{x_3}{n_3} &= -\frac{X_1}{N - n_1} - \frac{X_2}{N - n_1 - n_2} + \frac{X_3}{n_3} \\ &\vdots \\ \frac{x_{t-1}}{n_{t-1}} &= -\frac{X_1}{N - n_1} - \frac{X_2}{N - n_1 - n_2} - \ldots - \frac{X_{t-2}}{n_{t-1} n_t} - \frac{X_{t-1}}{n_t} \end{aligned}\right\} \quad \ldots (B)$$

To these may be added, since $\Sigma x_i = 0$,

$$\frac{x_t}{n_t} = -\frac{X_1}{N - n_1} - \frac{X_2}{N - n_1 - n_2} - \ldots - \frac{X_{t-2}}{n_{t-1} + n_t} - \frac{X_{t-1}}{n_t}$$

Lemma 2. — If $F(x_1, x_2, \ldots x_\lambda)$ is a positive quadratic form and $P(x_1, x_2, \ldots x_\lambda)$ a polynomial all of whose terms are of odd degree in the variables then

$$\int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{(\lambda)}^{\infty} P(x_1, x_2, \ldots x_\lambda)\, e^{-F(x_1, x_2, \ldots x_\lambda)}\, dx_1\, dx_2 \ldots dx_\lambda = 0$$

In fact a linear homogeneous transformation of variables which does not alter the infinite limits of integration can be found so that F reduces to

$$F = X^2_1 + X^2_2 + \ldots + X^2_\lambda$$

P will transform into a polynomial in $X_1, X_2, \ldots X_\lambda$ all of whose all of whose terms will still be of odd degree. Since

$$\int_{-\infty}^{\infty} x^s\, e^{-x^2}\, dx = 0$$

when s is odd the result follows.

Lemma 3. — When S is the domain external to the surface $F(x_1, x_2, \ldots x_\lambda) = k^2$, a constant, the integral

$$\int \cdots \int_{S}^{\lambda} P(x_1, x_2, \ldots x_\lambda)\, e^{-F(x_1, x_2, \ldots x_\lambda)}\, dx_1\, dx_2 \ldots dx_\lambda = 0$$

F and P being defined as in lemma 2. In fact, with the same transformation as before the integral becomes

$$\int \cdots \int^{\lambda} P'(X_1, X_2, \ldots X_\lambda)\, e^{-(X^2_1 + X^2_2 + \ldots + X^2_\lambda)}\, dX_1\, dX_2 \ldots dX_\lambda$$

All the terms of the polynomial P' are still of odd degree and S is now the domain external to the hypersphere S:

$$X^2_1 + X_2{}^2 + \ldots + X^2_\lambda = k^2$$

Consider the 2^λ different points found by associating each point $A\ (X_1, X_2, \ldots X_\lambda)$ the co-ordinates of which are all positive with the $2^\lambda - 1$ others (also in the domain) whose co-ordinates are equal to those of A in absolute value but one of which at least is negative. At all of these points the values of the integral factor $e^{-(X^2_1 + X^2_2 + \ldots + X^2_\lambda)}$ will be equal; the value of each term in P' while equal in absolute value at all these points, will be positive at one half of them and negative at the other half. Hence if we suppose integration (or summation) to proceed by association each group of 2 points in the domain the integral corresponding to each term of P' will vanish and therefore the whole integral is zero.

CARLO PINGHINI

La popolazione studentesca dell'Università di Ferrara dalle origini ai nostri tempi.

SOMMARIO: *Proemio:* 1-2. Quadro storico della vita secolare dell'Ateneo. - *Le fonti:* 3-5. Ricerche e documenti intorno alla popolazione studentesca. - *Le tavole statistiche ed i grafici:* 6-7. La statistica degli addottorati dal 1402 al 1926 e quella degli studenti dal 1770 al 1926. - *La popolazione studentesca dell'Università Estense e dell'Università Pontificia del periodo pre-Napoleonico:* 8-9. Il periodo Estense ed il periodo Pontificio pre-Napoleonico; 10. Confronti fra la statistica degli studenti iscritti e dei laureati dal 1770 al 1796; 11-12. Calcolo della popolazione studentesca dei periodi Estensi e Pontificio pre-Napoleonico. - *Lo Studio nel secolo XIX ed ai nostri giorni:* 13. Il periodo Napoleonico; 14. Il secondo periodo Pontificio; 15. La Università libera: 16. Conclusione.

Proemio.

1 — Agli albori del quattrocento, il secolo dei Principi mecenati e degli Umanisti, anche Ferrara, sede di una delle più fastose corti dell'Europa del Risorgimento, doveva vantare, come già tutte le più famose città italiane, il suo Studio Generale; non importava se al di qua e al di là del Po, a breve distanza, fiorissero le gloriose e ormai secolari Università di Padova e Bologna. La distribuzione dei centri colturali dell'epoca non si compiva in relazione ad esigenze scientifiche o demografiche o territoriali; i Principi si disputavano allora, per maggior lustro e decoro del casato, gli scienziati di grido; attratti dalla fama del lettore, accorrevano gli uditori da ogni parte d'Italia e dalle nazioni oltre-montane; si formavano così i primi nuclei di intellettuali, che, aumentando man mano d'intensità e in rinomanza, riuscivano ad ottenere l'ambìto riconoscimento del Pontefice e gli ordinamenti di vere e proprie Università; alcune delle quali resistettero attraverso i secoli, altre ebbero, invece, vita effimera, travolte da vicende politiche, abbandonate da maestri e scolari che migravano altrove verso nuove lusinghe di lucro e di gloria, sospinti da discordie e da lotte intestine, privati dei benefici o della protezione prima goduta.

È certo che nel XIII secolo esistevano già in Ferrara scuole di legge, di medicina, di grammatica e di dialettica (1). Ma il solenne riconoscimento Papale dello Studio Ferrarese, avviene per la Bolla di Bonifacio IX « In supremae Dignitatis » del 1391, con la quale il Pontefice accordava all'Università di Ferrara, inaugurata sotto gli auspici del marchese Alberto V d'Este, gli stessi diritti e privilegi che godevano le Università di Bologna e di Parigi e coloro che vi conseguivano la laurea, potevano diventar lettori in qualsiasi altra Università.

Per due secoli lo Studio fiorì sotto la dominazione degli Estensi; cessata questa, divenne Pontificio, pur conservando gli antichi Statuti, e per altri due secoli visse, con diversa fortuna, attraverso il doloroso stato di marasma politico e sociale in cui ebbe a trovarsi allora l'Italia; fintantochè il Buonaparte, nel 1804, credette di poter cancellare quattro secoli di tradizioni accademiche ordinandone la chiusura.

Ma dal restaurato Governo Papale, l'Università fu subito richiamata in vita nel 1816; più tardi, nel 1861, caduto il dominio temporale, anche il nuovo Regno d'Italia ne volle rispettate le sorti proclamandola « libera » e sotto questa forma l'Ateneo Ferrarese continua tuttora ad irradiare la luce della Scienza, astro minore, non satellite, dei due vicini di prima grandezza, di Padova e Bologna.

Chè se oltre cinque secoli delle più tormentose vicissitudini non valsero ad oscurarlo, se non per un istante la meteora Napoleonica, ci sia consentito pensare che ancora sussistono, per la missione civile d'Italia nel mondo, quelle forze spirituali che, agli albori del quattrocento, prepararono nella penisola, attraverso il moltiplicarsi dei centri colturali, il trionfo del Rinascimento.

2 — In queste grandi linee storiche s'inquadra lo studio statistico che presentiamo intorno alla popolazione studentesca ferrarese, con l'intendimento di portare il nostro modesto contributo a quella statistica degli studenti universitari italiani che è stata iniziata con la monografia sugli studenti di Padova (2), pubblicata in questa Ri-

---

(1) *V. Cenno storico sulla libera Università di Ferrara* del Prof. M. Finzi in « Monografie delle Università e degli Istituti superiori » Vol. 1ª Ministero della P. I., Roma 1911.

(2) M. Saibante, C. Vivarini, G. Voghera. *Gli studenti dell'Università di Padova dalla fine del 500 ai nostri giorni. Studio Statistico* « Metron » Vol. IV^a^ n. 1.

vista, e che ci auguriamo trovi continuatori fortunati per gli altri Studi (1).

Malauguratamente, per la mancanza di documenti, la rilevazione diretta del numero degli studenti dell'Ateneo Ferrarese si è dovuta arrestare, risalendo nel tempo, al 1770. Per le epoche precedenti sino alle origini si ebbe modo, invece, di ricostruire, quasi integralmente, la statistica degli addottorati. Ora si verifica il fatto che alcuni fra gli addottorati possono non aver mai appartenuto alla studentesca, in quanto a Ferrara hanno conseguita solamente la laurea dopo aver compiuto gli studi altrove; d'altra parte la popolazione studentesca non sbocca soltanto alla laurea, ma la sua composizione subisce delle notevoli alterazioni anche per il movimento migratorio, per le morti, l'abbandono degli studi avanti di raggiungere la meta etc.; epperò, se la statistica degli addottorati può presentare di per sè un particolore interesse, qualora da essa si voglia risalire, in mancanza di materiale diretto di rilevazione, alla composizione della studentesca, si rende necessario assoggettarla a quelle elaborazioni che la ragionevolezza di alcune ipotesi e di alcune analogie possono suggerire.

Pertanto, intorno alla popolazione studentesca ferrarese pubblichiamo i prospetti riassuntivi ed i grafici illustrativi relativi al numero degli studenti dal 1770 ai nostri giorni e quelli relativi al numero degli addottorati dalle origini dello Studio, premettendo alcune note esplicative e qualche commento; ma aggiungiamo anche un tentativo di ricostruzione largamente approssimativa della studentesca, sulla base della statistica degli addottorati, dal 1770 risalendo al 1400 per tutto quel tempo, cioè, per il quale non è stata possibile compiere la rilevazione diretta.

Le fonti.

3 — Gli storici dell'Ateneo Ferrarese (2) non ci danno notizia alcuna intorno al numero degli studenti che nelle varie epoche frequentarono lo Studio. È stata fatta, in verità, talvolta menzione intorno alla scarsità o all'affluenza della scolaresca, dei provvedimenti adottati per intensificarne il concorso, o per regolarne l'immatrico-

---

(1) Sono in corso le monografie per le Università di Bologna e di Roma a cura dell'Istituto di Statistica e Politica Economica della R. Università di Roma.

(2) Borsetti, Ferranti, Bolani. *Historia almi Ferrariae Gymnasii.* Ferraria

lazione, od assicurarne la continuità della frequenza, ma tali indicazioni generiche non sono mai accompagnate da dati numerici, cosicchè esse, se possono esser di guida allo statistico nelle sue ricerche, non gli offrono alcun materiale utile di rilevazione.

Fanno, in certo modo, parziale eccezione le opere del VENTURINI e del PARDI, citate in nota, in quanto dallo spoglio dei titoli dottorali conferiti dallo Studio durante i due primi secoli di vita, ed in esse pubblicati, si può ricavare il numero dei laureati dell'epoca.

4 — Le ricerche presso la Biblioteca Comunale, presso i Conventi di S. Francesco e di S. Domenico, che ospitarono sin dalle origini rispettivamente le Università dei « Giuristi » e degli « Artisti » fino a quando nel 1567 le varie scuole furono riunite nel Palazzo denominato *del Paradiso* dove tuttora trovasi la sede principale dello Studio, non hanno dato alcun risultato agli effetti di ricavarne qualche notizia intorno all'antica popolazione studentesca, nè di questa si è rinvenuta traccia alcuna neanche presso l'Archivio così detto dei Residui, conservato nel palazzo Arcivescovile, dal quale tuttavia abbiamo potuto trarre gli elementi per la ricostruzione della statistica degli addottorati nei secoli XVII e XVIII; infruttuose, infine, sempre nei riguardi della composizione della studentesca furono le indagini le più minute, da noi ripetutamente estese a Modena presso gli Archivi Estensi; così che in definitiva viene a convalidarsi il dubbio dei competenti, da noi interrogati, che i documenti, cioè, dello Studio Ferrarese siano andati in parte perduti nel trasporto della Corte Estense da Ferrara a Modena; in parte distrutti nei

---

1735, BARUFFADDI G. *ad Ferr. Gynn. hystoriam per Ferrantem Borsettum conscriptam, supplementum et animadversiones.* Bononia 1740. JARÈ G. *Documenti e notizie circa l'Università di Ferrara* (Atti Dep. Ferr. Storia Patria V. IV). NANNARINI L. *De almo Gymnasii Ferrariensis* Ferraria 1852; CUGUSI-PERSI E. *Notizie storiche sulla Università di Ferrara.* Ivi 1873; BARBI CINTI F. *L'Università degli Studi. Ferrara* Ivi 1877; GENNARI A. *L'Università di Ferrara.* Ferrara 1879; BOTTONI A. *Cinque secoli di Università a Ferrara.* Bologna 1892; VENTURINI G. *Dei Gradi accademici conferiti dallo Studio Ferrarese nel I secolo di sua istituzione.* Atti della Dep. Ferr. di Storia Patria V, IV; SECCO SUARDO G. *Lo Studio di Ferrara a tutto il secolo XV.* Atti Dep. Ferr. Storia Patria anno 1894; PARDI G. *Titoli dottorali conferiti dallo Studio di Ferrara nei Sec. XV e XVI.* Lucca 1901; PARDI G. *Lo Studio di Ferrara nei Sec. XV e XVI.* Atti Dep. Ferr. Storia Patria V. XIV; SOLERTI A. *Documenti riguardanti lo Studio di Ferrara nei secoli XV e XVI.* Atti Dep. Ferr. S. P. IV; MARTINELLI G. *Cenni storici sull'Università di Ferrara.* Ivi 1908.

numerosi incendi verificatisi in diverse epoche nell'Archivio dei Residui su ricordato.

5 — La statistica degli studenti che hanno appartenuto all'Università di Ferrara e che risale come dicemmo soltanto al 1770 è stata compilata in base ai documenti esistenti presso l'Archivio del Rettorato. Dal 1873 ad oggi servirono all'uopo gli annuari pubblicati; per il periodo precedente si sono seguiti, sempre che fu possibile, gli elenchi manoscritti ed in mancanza di questi si è fatto lo spoglio di documenti di varia natura (domande di studenti, deliberazioni di facoltà etc.) dai quali indirettamente si potevano ricavare le notizie che a noi interessavano. La statistica degli addottorati è stata desunta, per il periodo che va dalle origini dello Studio al 1560, dall'opera già citata del Pardi, che raccolse e pubblicò gli estremi degli atti notarili conservati nell'Archivio Notarile, coi quali venivano registrati tutti i titoli dottorali conferiti dall'Università di Ferrara; per il periodo che va dal 1618 al 1770 fu fatto lo spoglio degli originali di tutti gli atti notarili conservati, invece, nell'Archivio Arcivescovile; dal 1770 in poi tornammo a servirci dei documenti dell'Archivio Universitario, in base ai quali avevamo compilato la statistica della studentesca.

Non sempre il materiale consultato ha offerto gli elementi che a noi interessavano; particolarmente incerte o talvolta del tutto mancanti risultarono le notizie sul paese di origine degli studenti o degli addottorati; cosicchè in qualche caso questo dovette esser determinato per semplice induzione; trovammo inoltre lacune che ci fu addirittura impossibile colmare; altra fatica incontrammo nella scrittura talora poco chiara dei vecchi atti e nell'essere questi frammisti a numerosissimi altri di diversa specie; chè, se l'Archivio dei Residui possiede dei buoni indici annuali dei documenti in esso conservati, non per questo era men legittimo il dubbio che qualche atto fosse sfuggito, o male interpretato dal più diligente compilatore dell'indice, per modo che ritenemmo opportuno passare in attento esame gli interi fascicoli. Ed a titolo di controllo riesaminammo anche il materiale originale cui si riferisce l'opera del Pardi più sopra citata. Per i periodi più recenti l'indagine doveva naturalmente riuscire molto più semplice ma, non per tutti gli anni i documenti dell'Archivio Universitario ci si presentarono subito ordinati e completi; e quindi anche lo spoglio di essi potè essere compilato soltanto a prezzo di lunghe e pazienti ricerche.

Le tavole statistiche e i grafici.

6 — I prospetti che pubblichiamo più avanti si riferiscono alla Statistica degli addottorati nell'Università di Ferrara dal 1402 al 1926 e a quella degli studenti iscritti all'Università stessa dal 1770 a 1926. Le tavole degli addottorati sono distinte in 5 parti: la prima, che comprende gli addottorati dal 1402 al 1596, si riferisce al periodo della Università Estense; la seconda, che val dal 1598 al 1796 si riferisce all'Università Pontificia del periodo pre-Napoleonico; la terza che va dal 1796 al 1816 si riferisce al periodo Napoleonico; la quarta che va dal 1816 al 1861 si riferisce all'Università Pontificia del secolo scorso; la quinta, infine, che va dal 1861 al 1926 si riferisce all'Università Libera. Le tavole degli studenti iscritti si riferiscono agli ultimi tre periodi or ora accennati iniziandosi però soltanto dal 1770.

Tanto della studentesca che degli addottorati le nostre tavole contengono i dati annuali sino alla fine del Settecento distintamente per le due classiche categorie dei « Giuristi » e degli « Artisti » in cui continuarono, dalle origini, a distinguersi le Università Italiane (1). Dal 1870 in poi i dati sono invece raccolti in due gruppi, il primo comprendente la facoltà legale, l'altro tutte le rimanenti facoltà la cui composizione ha variato nei diversi momenti, come avremo occasione di mettere in evidenza più avanti.

I dati sono poi distinti per paese di origine e più precisamente nelle tre categorie: ferraresi, altri italiani, stranieri.

A parte le difficoltà dell'accertamento del luogo di provenienza, cui abbiamo già accennato più sopra e che avrebbero consentito soltanto risultati incompleti, non ci è sembrato utile di entrare in maggiori dettagli, che avrebbero disperso in piccoli numeri di scarsa significazione statistica la massa della rilevazione. Per questa stessa ragione non diamo la ripartizione della studentesca secondo gli anni di corso, tanto meno poi in quanto dai documenti da noi consultati non sempre tale ripartizione risultava possibile.

La distinzione per sesso comincia soltanto dopo il 1825 non figurando prima di allora fra gli iscritti alcuna donna.

---

(1) *L'Universitas Juristarum* concedeva, come è noto, la laurea in Diritto ed impartiva l'insegnamento giuridico, civile ed economico; l'altra l'*Universitas Artistarum*, comprendeva gli insegnamenti delle discipline mediche, filosofiche, letterarie, matematiche e scientifiche in genere.

Si tenga presente che nelle tavole il trattino indica che in un dato anno non si ebbero iscritti o laureati; mentre i due punti sono stati posti là dove, per mancanza di documenti nelle fonti, o per altre ragioni, le serie dei dati sono state in tutto o in parte interrotte.

7 — Sia del numero degli studenti Giuristi e degli Artisti prima, poi di quello degli studenti della facoltà legale e di quelli dello insieme delle altre facoltà e di tutto il complesso della studentesca, sia degli addottorati tanto secondo le precedenti distinzioni della studentesca, quanto nel loro complesso, diamo le rappresentazioni grafiche che in modo suggestivo offrono un'idea delle epoche di floridezza e di decadenza attraverso le quali è passato il nostro Studio.

Le indicazioni contenute nei grafici stessi ci dispensano dallo spender qui parole intorno alla loro costruzione ed interpretazione.

Ne esamineremo la composizione e gli sviluppi assieme all'analisi delle tavole statistiche e con il sussidio delle notizie storiche, distintamente per periodi Estense, Pontificio, pre-Napoleonico, Pontificio del secolo XIX e dell'Università Libera che si differenziano l'un l'altro per le diverse condizioni d'ambiente in cui venne a trovarsi lo Studio.

La popolazione studentesca dell' Università Estense e della Università Pontificia del periodo pre=napoleonico.

8 — Quello Estense può chiamarsi il periodo dei lettori celebri convenuti a Ferrara da ogni parte d'Italia ed anche dall'estero; per citare quattro dei più famosi: il Guarino, Pietro Pomponazzi, Nicola Copernico, Torquato Tasso. Dall'andamento del grafico degli addottorati appare subito ai nostri occhi che, a parte le lacune e le forti vibrazioni, alcune delle quali trovano la loro ragione negli avvenimenti politici del momento, il periodo è uno dei più floridi della vita dello Studio, specie nella seconda metà del XV secolo e dal 1530 in poi. E gli storici ricordano come nel 1461, aumentando il numero degli studenti di letteratura, fu costruita per essi una nuova scuola e nel 1490 furono adibiti nuovi locali tanto all'Università dei Giuristi che a quella degli Artisti ed altri ancora per quest'ultima nel 1554.

Altra caratteristica del periodo è la presenza dell'elemento stra-

niero, che la statistica degli addottorati mette in singolare evidenza specie dopo la seconda metà del '400.

Ed ecco che, per es. nel 1543 su 36 addottorati Giuristi la metà sono stranieri e nel 1554, su 28 ben 18 sono pure stranieri, mentre a titolo di curiosità ricordiamo che Borso d'Este ancora nel 1455 disponeva nel modo più cauto, per non compromettersi con la repubblica veneta, fosse pagata una certa somma ad alcuni scolari oltremontani, che si offrivano di emigrare da Padova a Ferrara.

Dopo il periodo Estense gli stranieri non compariranno fra gli addottorati e fra gli studenti se non nel nostro secolo.

È anche da notare il numero esiguo degli addottorati Ferraresi in confronto con quello degli altri italiani e dei forestieri, mentre più tardi avverrà il contrario. E poichè già dal 1545 Ercole II° d'Este proibiva ai suoi sudditi di recarsi a studiare in altra Università è a ritenersi che, in realtà, scarso sia stato in allora il numero dei Ferraresi che si dedicavano agli studi.

Avvenimenti politici e fra questi le guerre che imponevano sacrifici all'erario e riduzioni di spese pubbliche, interruppero, talvolta, la continuità prosperosa della vita accademica così che molte lacune, che si riscontrano nella statistica degli addottorati, corrispondono, in fatto, ad annate in cui non si conseguirono lauree. Ricorderemo, per esempio, che per mancanza di mezzi, l'Università pochi anni dopo la sua inaugurazione, rimase chiusa sino al 1403 e pertanto la prima lacuna nella curva degli addottorati dal 1407 al 1417 deve ritenersi dovuta, almeno in parte, all'accennato periodo d'interruzione dell'attività dello Studio. Se si tiene poi presente che dai 49 professori che leggevano nel 1474 si passa al numero di nove lettori nel 1514 e a quello di otto nel 1516, per risalire a venti nel 1517, ma ridiscendere subito dopo a solo 5 nel 1519, ci si rende conto delle infelici condizioni dell'Università e del conseguente scarso ed intermittente gettito degli addottorati nel primo trentennio del secolo XVI.

Anche la lacuna fra il 1555 e il 1558 corrisponde a momenti di tristi vicende politiche, mentre subito dopo, con Alfonso II d'Este, il Magnanimo Alfonso del Tasso, l'Università tornerà in grande prosperità così che l'arresto della statistica degli addottorati al 1560 non può più giustificarsi se non con l'ipotesi di smarrimento o di distruzione dei documenti relativi agli anni successivi.

9 — E veniamo al primo periodo dell'Università Pontificia che dal 1598 si estende al 1796.

Il passaggio dalla dominazione Estense a quella Papale non altera sostanzialmente l'ordinamento Universitario, ma il grafico degli addottorati in confronto del periodo precedente segna un andamento uniforme a basse quote, che rivela la vita stagnante dello Studio sino al 1765 con segni di maggior decadenza nel secolo XVIII che nel precedente.

Dopo il 1765 si ha un leggero accenno alla ripresa che si accentua nel 1771 in corrispondenza alla riforma Papale, la quale, pur conservando la divisione dei Lettori e degli studenti in Giuristi ed Artisti, meglio provvede in conformità, alle esigenze dei tempi, al reclutamento dei professori e all'incremento della studentesca, cui soccorre la disposizione che gli impieghi pubblici non possono esser conferiti a Ferrara se non a chi abbia studiato nella patria Università. Il che fa pensare, che, se prima del 1770 vi sia stata una qualche tendenza da parte dei ferraresi a recarsi per gli studi in altri centri, dopo la su accennata disposizione, tale tendenza debba essere andata rapidamente contraendosi.

10 — Dal 1770 al 1795, per quella parte cioè del periodo Pontificio per la quale si posseggono tanto la statistica della studentesca quanto quella degli addottorati, si contano fra i Giuristi ferraresi 938 iscritti e 221 addottorati. Tutti gli addottorati, meno sei dei primi anni, che probabilmente provengono da studenti degli anni precedenti, figurano fra gli iscritti e la maggior parte per l'intero quadriennio obbligatorio per il conseguimento della laurea. Siccome poi le poche lacune sono dovute ad incertezze o a mancanza di documenti possiamo ammettere la durata quadriennale d'inscrizione per tutti. Allora dai 215 addottorati si risalirebbe a 860 iscritti, così che i rimanenti 78 iscritti, sul totale di 938 più sopra trovato, si riferirebbero in parte a studenti degli ultimi anni i quali, per non compiuto quadriennio d'inscrizione entro il 1795, figureranno soltanto più tardi fra i laureati degli anni successivi ed in parte a scolari i quali non avrebbero ultimato gli studi per morte, o per esodo verso qualche altra Università, o per abbandono di quella ferrarese da altre cause determinato.

Ora, di iscrizioni necessariamente incomplete se ne possono stabilire, approssimativamente, in base all'ultimo triennio 1793-95, circa una sessantina; rimarrebbero, pertanto, meno di una ventina di iscrizioni di scolari che, per diverse ragioni, dal 1770 al 1795, non avrebbero ultimati gli studi e, se si ammette che in media queste

iscrizioni abbiano avuto la durata di un biennio esse corrisponderebbero appena a meno di dieci studenti in ventisei anni. A prescindere quindi da questo esiguo gruppo, si dovrebbe ritenere che la grande massa della popolazione Giurista ferrarese sia costituita da studenti che hanno frequentato lo Studio per un quadriennio completo ed hanno in esso conseguita la laurea.

Passando agli Artisti ferraresi, sempre dal 1770 al 1795, abbiamo contato 3639 iscritti e solo 121 addottorati. Questo assai ristretto numero di addottorati in confronto degli iscritti si spiega osservando che l'Università degli Artisti apriva le vie alle molteplici professioni per le quali non era necessario il conseguimento della laurea, ma semplicemente del diploma del così detto libero esercizio p. e. in farmacia, ostetricia, flebotomia e bassa chirurgia in generale, agrimensura etc.: e le cifre, pur incomplete, che si possono stabilire distintamente per le particolari iscrizioni a questi corsi, rivelano che esse erano in fatto molto numerose.

Se si tien conto che quasi tutti i 121 addottorati figurano fra gli iscritti e che le iscrizioni fra gli Artisti, a seconda delle diverse discipline, variavano da 4 a 6 anni, prendendo come media il periodo di cinque anni di iscrizione per il conseguimento della laurea, dagli addottorati Artisti si risalirebbe a circa 600 iscritti, cosicchè le rimanenti circa 3000 iscrizioni si riferirebbero in gran parte a studenti che avrebbero conseguito soltanto il diploma di libero esercizio, e per il resto a studenti degli ultimi anni, i quali, per non compiuto periodo d'iscrizione entro il 1795 figureranno soltanto fra i laureati o i diplomati degli anni successivi, o a studenti che non avrebbero ultimato gli studi, per morte, o per esodo verso qualche altra Università, o per abbandono di quella ferrarese da altre cause determinato.

Tenendo presente quanto sopra e senza entrare in una analisi più minuta si dovrebbe poter concludere, sia pure in via di larga approssimazione, che gli addottorati Artisti ferraresi registrati dalla nostra statistica provengono da un gruppo di iscritti che rappresenterebbe appena circa un sesto di tutti gli iscritti Artisti ferraresi.

Se ora contiamo i laureati Giuristi ed Artisti non ferraresi, sempre dal 1770 al 1795, osserviamo subito che il loro numero è di molto superiore a quello degli iscritti. Ciò è dovuto al fatto che molti fra i laureati non figurano fra gli iscritti e quindi devono considerarsi come venuti a Ferrara a conseguire soltanto la laurea, dopo aver compiuto gli studi in altre Università. Si può ritenere d'altro

canto che la quasi totalità degli iscritti tanto Giuristi che Artisti abbiano raggiunto la laurea dopo un periodo medio di frequenza dello Studio, di circa due anni per i Giuristi e tre per gli Artisti. Si tratterebbe dunque, per questi ultimi, di un gruppo scelto e non della comune studentesca Artista che, come abbiamo visto per i Ferraresi, si accontentava di ottenere nella maggior parte dei casi il solo diploma di libero esercizio.

Ciò posto, con semplice computo sui totali dell'intervallo considerato si può concludere che circa appena un decimo dei laureati Giuristi e circa un quinto di quelli Artisti non ferraresi avrebbero frequentata l'Università rispettivamente per un biennio e per un triennio. Malgrado dunque la riforma più sopra ricordata, assai scarsa continuò ad essere anche nell'ultima fase del periodo Pontificio pre-Napoleonico l'affluenza della gioventù italiana al nostro Studio sul quale non riflettevasi più lo splendore e il mecenatismo di una Corte di Principi illustri; mentre era già molto se il lontano Governo Papale gli consacrasse cure sufficienti a conservarlo in vita, attraverso la generale decadenza degli Studi.

11 — Ci serviamo dell'analisi precedente per calcolare la popolazione studentesca dell'Università di Ferrara per l'intero periodo Pontificio pre-Napoleonico, sulla base della statistica dei laureati, ammettendo che il numero degli iscritti sia stato, rispetto a quello dei laureati, negli stessi rapporti osservati per l'intervallo 1770-1795 e che, qualora ci sia stato movimento migratorio nella popolazione studentesca ferrarese, il numero degli studenti che hanno conseguita la laurea nel patrio Ateneo, dopo aver compiuto in tutto o in parte gli studi in altre Università, sia compensato dall'esodo di studenti ferraresi verso altri centri.

Abbiamo ammesso inoltre che a quella parte degli iscritti ferraresi di un dato anno dalla quale provvengono i laureati, si risalga, facendo la somma dei laureati di uno stesso anno e dei tre o quattro anni successivi a seconda che si tratti di Giuristi od Artisti, dopo aver perequato le serie dei laureati di cinque in cinque termini, in considerazione del fatto che le iscrizioni in generale non avvenivano da parte degli studenti tutti per quattro o per cinque anni consecutivi, ma con qualche intermittenza e le lauree non si conseguivano immediatamente a corsi d'iscrizione ultimati, ma più tardi, in qualche caso anche dieci anni dopo.

Se con G_i indichiamo il numero degli studenti Giuristi ferraresi iscritti in un dato anno con

$$G_{ii}, \quad G_{ii+1}, \quad G_{ii+2}, \quad G_{ii+3}$$

il numero dei laureati dello stesso anno e dei tre anni successivi, dopo aver perequato la serie originale di cinque in cinque termini, potremo scrivere, per quanto abbiamo detto:

$$G_i = G_{ii} + G_{ii+1} + G_{ii+2} + G_{ii+3} \qquad (1)$$

se con A_i e con

$$A_{ii}, \quad A_{ii+1}, \quad A_{ii+2}, \quad A_{ii+3}, \quad A_{ii+4}$$

facciamo indicazioni analoghe per gli Artisti ferraresi avremo

$$A_i = 6\,(A_{ii} + A_{ii+1} + A_{ii+2} + A_{ii+3} + A_{ii+4}) \qquad (2)$$

ed usando degli apici per i simboli corrispondenti per i Giuristi ed Artisti non ferraresi avremo:

$$G'_i = \frac{G'_{ii} + G'_{ii+1}}{10} \qquad (3)$$

$$A'_i = \frac{A'_{ii} + A'_{ii+1} + A'_{ii+2}}{3} \qquad (4)$$

Non abbiamo la pretesa di ricostruire con tali formule la statistica della popolazione studentesca del periodo Pontificio pre-Napoleonico anno per anno. Ci limitiamo a dare soltanto le medie annuali degli iscritti per sette gruppi di anni dal 1632 al 1795 calcolati secondo le (1), (2), (3) (4) e vi poniamo accanto le medie annuali per gli stessi gruppi di anni degli addottorati quali risultano dalla rilevazione statistica. Le cifre in carattere ordinario si riferiscono ai dati rilevati, quelle in corsivo a dati calcolati.

Medie annuali della popolazione studentesca dell'Università Pontificia nei secoli XVII e XVIII

INTERVALLI DI TEMPO	ADDOTTORATI							ISCRITTI						
	Giuristi			Artisti			Totale	Giuristi			Artisti			Totale
	Ferraresi	Altri Italiani	Totate	Ferraresi	Altri Italiani	Totale		Ferraresi	Altri Italiani	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Totale	
1632–1644	3	1	4	4	1	5	9	*15*	—	*15*	*83*	*1*	*84*	*99*
1645–1669	3	2	5	3	2	5	10	*13*	*1*	*14*	*76*	*1*	*77*	*91*
1670–1694	3	2	5	2	1	3	8	*13*	*1*	*14*	*81*	*1*	*82*	*96*
1695–1719	3	2	5	2	1	3	8	*13*	*1*	*14*	*53*	*1*	*54*	*68*
1720–1744	2	2	4	2	2	4	8	*8*	—	*8*	*62*	*1*	*63*	*71*
1745–1769	2	1	3	2	1	3	6	*10*	—	*10*	68	*1*	*69*	*79*
1770–1795	8	4	12	5	3	8	20	36	1	37	140	2	142	*179*

12 — Per il calcolo della popolazione studentesca del periodo Estense non possono, evidentemente considerarsi senz'altro soddisfacenti le formule più sopra indicate per l'Università Pontificia; tanto meno se si tien conto delle condizioni diverse nelle quali si svolse la vita dello Studio nei secoli XIV e XV in confronto di quelle dei secoli successivi. Tuttavia, in mancanza di punti d'appoggio più vicini siamo stati costretti a far riferimento, sia pur parziale, ad alcuna delle risultanze dell'analisi del momento il meno lontano dal periodo Estense per il quale si posseggono tanto le statistiche dei laureati che quelle degli iscritti ed è perciò che il nostro tentativo di ricostruzione della statistica della popolazione studentesca nel periodo Estense ha dovuto seguire quello relativo al periodo successivo.

Per il periodo Estense che abbiamo chiamato dei lettori celebri attorno ai quali si addensavano sempre più numerosi gli scolari di ogni parte d'Italia e gli stranieri, ci è sembrato anzitutto più corrispondente al vero, ammettere che tutti i laureati siano appartenuti, per un corso d'iscrizione più o meno lunga, allo Studio e poi, per maggior semplicità, che le iscrizioni degli studenti che abbandonarono lo Studio stesso prima della laurea bilancino quello di scolari di altre Università venuti ad ultimare la carriera Universitaria e a conseguire la laurea a Ferrara. Allora, tanto per i Giuristi ferraresi che per gli altri italiani e stranieri, dalle serie perequate di cinque in cinque termini dei laureati, si dovrebbero ricavare, rispettivamente, le seguenti formule:

$$\begin{aligned} G_i &= G_u + G_{u+1} + G_{u+2} + G_{u+3} \\ G'_i &= G'_u + G'_{u+1} + G'_{u+2} + G'_{u+3} \\ G''_i &= G''_u + G''_{u+1} + G''_{u+2} + G''_{u+3} \end{aligned} \qquad (5)$$

nelle quali ormai i simboli hanno senz'altro chiaro significato. Per gli Artisti, tenendo conto della relazione fra laureati e iscritti data dalla (2) si avrebbe:

$$\begin{aligned} A_i &= 6\,(A_u + A_{u+1} + A_{u+2} + A_{u+3} + A_{u+4}) \\ A'_i &= 6\,(A'_u + A'_{u+1} + A'_{u+2} + A'_{u+3} + A'_{u+4}) \\ A''_i &= 6\,(A''_u + A''_{u+1} + A''_{u+2} + A''_{u+3} + A''_{u+4}) \end{aligned} \qquad (6)$$

Il seguente prospetto contiene le medie annuali degli iscritti per nove gruppi di anni dal 1402 al 1547, calcolati secondo le (5) e (6) e le medie annuali dei laureati quali risultano dalla rilevazione statistica.

La tabella trova la sua illustrazione in quanto abbiamo notato al numero 8; qui ci limitiamo ad aggiungere, a conforto dell'attendibilità dei nostri risultati, che non deve sembrare eccessiva la media annua di circa 500 studenti, che avrebbero frequentato lo Studio nella seconda metà del secolo XVI e nella prima metà del secolo XVII, se si pensa che gli Atenei di Padova e Bologna ospitavano circa intorno alla stessa epoca, una popolazione studentesca ben più rilevante e che si è fatta salire da alcuni storici a qualche migliaio di scolari.

Medie annuali della popolazione studentesca dell'Università Estense.

INTERVALLI DI TEMPO	ADDOTTORATI								Totale	STUDENTESCA								Totale
	Giuristi				Artisti					Giuristi				Artisti				
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale		Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	
1402–407	—	2	—	2	—	2	—	2	4	1	8	—	9	—	84	—	84	93
1418–429	—	—	—	—	—	1	1	2	2	1	3	1	5	8	28	38	74	79
1437–442	—	1	—	1	—	—	—	—	1	1	4	2	7	9	9	9	27	34
1444–449	—	5	—	5	—	7	3	10	15	3	22	3	28	16	213	81	310	338
1455–463	2	8	5	15	3	12	2	17	32	8	37	21	66	71	359	68	498	564
1465–470	1	9	6	16	4	9	2	15	31	4	38	22	64	108	288	98	494	558
1473–503	2	8	3	13	1	8	3	12	25	8	35	14	57	58	265	95	418	475
1528–540	1	13	3	17	—	4	2	6	23	6	46	13	65	4	125	88	217	282
1543–555	1	25	14	40	1	7	2	10	50	7	114	46	167	34	232	80	346	513

Lo studio nel secolo XIX e ai nostri giorni.

13 — Nel 1796 quando Ferrara fu occupata dalle truppe Francesi l'Università passò alle dipendenze del Governo della Repubblica Cisalpina, il quale nel 1797 vi istituiva una cattedra di Diritto Costituzionale, la prima in Italia, abolendo contemporaneamente la cattedra di Diritto Romano.

Il 4 settembre 1802 all'Università viene annessa una Scuola di Idraulica che però due anni dopo venne soppressa, quando l'Ateneo Ferrarese, privato del diritto di conferire lauree e rilasciare diplomi, è praticamente ridotto ad un semplice liceo.

14 — Col ritorno del Governo Papale lo Studio fu riaperto il 18 febbraio 1816 e rimarrà Pontificio sino al 1861. Non si ritrovano più le due distinzioni dell'Università Giurista e dell'Università degli Artisti; nel 1824 si annoverano invece le quattro facoltà di: Teologia, Giurisprudenza, Medicina e Matematica; nel 1840 è ripristinata la scuola degli ingegneri, limitatamente però al conseguimento del diploma per gli ingegneri di acque e di strade e per gli architetti.

15 — Caduto il dominio Papale il 4 febbraio 1861 il nuovo Regno d'Italia riconosceva all'Università di Ferrara piena facoltà di darsi quegli ordinamenti che avesse stimato più opportuni per la sua conservazione e la sua prosperità: con l'intendimento, diceva la relazione che accompagnava il decreto che dichiarava « libera » l'Università, di sperimentare i frutti che la « libertà » avrebbe potuto dare anche nel campo degli studi; ma poichè lasciavasi agli enti locali la cura di provvedere ai mezzi all'uopo necessarii, può ben pensarsi che allora il governo italiano sia in realtà ricorso all'espediente dell'Università Libera per non assumersi da un lato la responsabilità della soppressione di un Istituto che aveva resistito ai secoli e d'altra parte per non far gravare sul bilancio dello Stato un'Università che, unificata l'Italia, poteva non presentare interesse di essere conservata accanto a quelle di Padova e Bologna.

L'Università Libera ebbe la facoltà di Giurisprudenza, di Matematica, di Medicina ridotta ai primi tre anni, le scuole di Notariato, Farmacia e Veterinaria, la quale ultima venne più tardi soppressa.

Dal 1861 le sorti dello Studio andarono declinando, salvo una

breve ripresa in occasione di un riordinamento dell'Università intorno al 1872.

Il 1892, quinto centenario della fondazione, segna la rapida, decisa ascensione dell'Ateneo ferrarese verso una prosperità, esempio della quale si può trovare soltanto nei momenti più gloriosi del periodo Estense e che culmina alla vigilia della grande guerra europea. Ed il rifiorire della studentesca corrisponde prontamente alle generose iniziative degli Enti sostenitori dello Studio, che verso la fine del secolo scorso lo avevano dotato di nuovi locali e di ricco materiale scientifico.

La grande guerra vede affluire ancor numerosa la gioventù al nostro Ateneo, che offriva un ambiente di maggior continuità e serenità per gli studi in confronto di quello Patavino, il quale, come è noto, nel 1917-18 fu trasferito per alcuni mesi presso l'Università di Pisa, quando si era pensato di ridurre al Po le linee della nostra difesa contro l'invasione dello straniero.

Nel 1924 la facoltà di Medicina viene soppressa del tutto e rimasero pertanto in efficienza le sole facoltà di Giurisprudenza, Matematica, Scienze fisiche, chimiche e naturali.

Ecco, come per i periodi precedenti, le medie annuali dei periodi Napoleonico, Pontificio e dell'Università Libera in corrispondenza agli intervalli di tempo durante i quali non sono intervenuti sostanziali mutamenti nell'ordinamento dello Studio.

Medie annue della popolazione studentesca dal 1796 ai nostri giorni.

PERIODO	ADDOTTORATI								Totale	ISCRITTI								Totale
	Facoltà legale				Altre facoltà					Facoltà legale				Altre facoltà				
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale		Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	
Periodo Napoleonico																		
1796–1804	7	4	—	11	6	4	—	10	21	41	2	—	43	117	2	—	119	162
Università Pontificia																		
1816–1840	9	—	—	9	6	2	—	8	17	39	2	—	41	146	3	—	149	190
1841–1860	5	2	—	7	8	2	—	10	17	29	2	—	31	63	3	—	66	97
Università libera																		
1861–1891	3	3	—	6	5	3	—	8	14	20	6	—	26	37	10	—	47	73
1892–1913	4	12	—	16	13	11	—	24	40	23	99	—	122	62	53	—	115	238
1914–1926	8	20	—	28	29	10	—	39	67	35	169	—	204	122	90	—	212	416

16 — Abbiamo tentato, sulla base delle nostre ricerche intorno alla popolazione studentesca dell'Università di Ferrara, di vivificare con la rievocazione della sua scolaresca la storia dello Studio dalle origini ai nostri giorni.

Il tronco annoso dalle profonde radici, che spicca nel campo azzurro dello stemma dell'Università Pontificia e che è tuttora lo stemma dell'Università Libera, appare così rigoglioso di rami e verde di fronde e di bacche. Che l'ulivo secolare simbolico possa essere augurale anche per la nuova fortuna dell'antico glorioso Ateneo!

Ferrara, Gabinetto di Statistica, aprile 1927.

Statistica degli addottorati nell'Università Estense.

ANNO	GIURISTI				ARTISTI				TOTALE GENERALE
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	
1402.	—	4	—	4	—	2	—	2	6
1403.	1	4	—	5	—	5	—	5	10
1404.	—	4	—	4	—	6	—	6	12
1405.	—	—	—	—	—	1	—	1	1
1406.	—	—	—	—	—	—	1	1	1
1407.	—	1	—	1	—	2	—	2	3
1408–1417 . . .	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1418.	—	1	—	1	2	1	—	3	4
1419.	1	2	—	3	—	—	1	1	4
1420.	—	1	—	1	—	1	1	2	3
1421.	—	—	—	—	—	2	1	3	3
1422.	—	1	—	1	—	—	—	—	1
1423.	—	—	—	—	1	1	—	2	2
1424.	—	—	—	—	—	1	3	4	4
1425.	—	2	—	2	—	—	3	3	5
1426.	—	—	1	1	1	2	3	6	7
1427.	—	2	—	2	—	1	—	1	3
1428.	—	—	—	—	—	2	—	2	2
1429.	—	—	—	—	—	3	—	3	3
1430.	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1431.	—	3	—	3	—	—	2	2	5
1432.	1	—	—	1	1	—	4	5	6
1433.	..	..	..	..	..	..	..	.	..
1434.	—	1	—	1	—	—	—	—	1
1435.	—	1	—	1	—	1	2	3	4
1436.	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1437.	—	2	3	5	1	—	1	2	7

Segue Statistica degli addottorati nell'Università Estense.

ANNO	GIURISTI				ARTISTI				TOTALE GENERALE
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	
1438.	—	1	1	2	1	—	—	1	3
1439.	1	1	—	2	—	—	—	—	2
1440.	—	1	—	1	—	—	—	—	1
1441.	—	1	—	1	—	1	1	2	3
1442.	—	—	—	—	—	—	1	1	1
1443.	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1444.	—	3	1	4	1	6	3	10	14
1445.	2	7	—	9	1	2	2	5	14
1446.	—	—	—	—	1	—	—	1	1
1447.	1	11	—	12	—	21	3	24	36
1448.	—	5	3	8	—	8	6	14	22
1449.	1	6	—	7	1	3	2	6	13
1450.	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1451.	1	3	4	8	2	3	8	13	21
1452.	1	9	3	13	2	7	5	14	27
1453.	—	3	2	5	—	13	3	16	21
1454.	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1455.	3	9	4	16	2	17	1	20	36
1456.	3	1	6	10	2	11	4	17	27
1457.	—	5	3	8	3	16	1	20	28
1458.	5	17	3	25	1	15	6	22	47
1459.	2	5	5	12	1	4	—	5	17
1460.	1	14	13	28	2	17	3	22	50
1461.	1	9	3	13	7	10	1	18	31
1462.	3	14	4	21	3	14	2	19	40
1463.	—	—	1	1	—	6	2	8	9
1464.	..	..	..	..	..	..	..	.	..

Segue Statistica degli addottorati nell'Università Estense.

ANNO	GIURISTI				ARTISTI				TOTALE GENERALE
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	
1465.	—	8	1	9	7	12	1	20	29
1466.	—	—	—	—	1	2	—	3	3
1467	1	10	6	17	4	16	3	23	40
1468.	2	12	6	20	6	12	2	20	40
1469.	2	12	5	19	4	5	9	18	37
1470.	1	12	8	21	—	10	1	11	32
1471.	1	18	12	31	3	15	4	22	53
1472.	.	..	..	..	..	..	..	..	..
1473.	—	2	—	2	—	—	—	—	2
1474.	6	8	8	22	2	11	8	21	43
1475.	3	5	5	13	8	5	12	25	38
1476.	6	15	1	22	3	6	9	18	40
1477.	4	5	7	16	4	2	5	11	27
1478.	1	5	5	11	1	6	4	11	22
1479.	2	7	6	15	3	4	—	7	22
1480.	—	7	4	11	1	9	3	13	24
1481.	—	1	—	1	—	—	—	—	1
1482.	2	10	4	16	2	4	2	8	24
1483.	—	3	3	6	3	7	3	13	19
1484	3	5	3	11	4	1	3	8	19
1485.	4	3	1	8	4	5	—	9	17
1486.	4	15	1	20	3	7	3	13	33
1487.	4	15	2	21	—	5	—	5	26
1488.	4	11	4	19	1	6	4	11	30
1489.	3	9	5	17	—	5	1	6	23
1490.	4	9	5	18	—	16	6	22	40
1491.	1	1	2	4	1	7	3	11	15

Segue Statistica degli addottorati nell'Università Estense.

ANNO	GIURISTI				ARTISTI				TOTALE GENERALE
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	
1492.	5	13	3	21	2	16	1	19	40
1493.	2	15	6	23	—	21	8	29	52
1494.	—	6	6	12	3	20	2	25	37
1495.	1	9	3	13	5	18	8	31	44
1496.	1	17	5	23	3	15	4	22	45
1497.	1	10	2	13	1	16	4	21	34
1498.	—	2	—	2	—	—	—	—	2
1499.	1	10	2	13	3	12	2	17	30
1500.	2	20	8	30	3	12	7	22	52
1501.	—	7	6	13	1	12	3	16	29
1502.	2	9	3	14	1	5	2	8	22
1503.	2	10	3	15	1	9	1	11	26
1504–11	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1512.	2	6	3	11	2	11	2	15	26
1513.	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1514.	4	8	2	14	1	11	3	15	29
1515.	—	7	5	12	—	3	1	4	16
1516.	1	10	6	17	—	7	3	10	27
1517–19	..	..	..	..	.	..	..	..	..
1520.	—	2	4	6	..	3	—	3	9
1521–27	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1528.	—	2	1	3	—	3	1	4	7
1529.	—	10	—	10	—	3	2	5	15
1530.	—	12	1	13	—	4	2	6	19
1531.	—	1	—	1	—	2	—	2	3
1532.	1	9	4	14	—	1	3	4	18
1533.	—	9	2	11	—	7	5	12	23

Segue Statistica degli addottorati nell'Università Estense.

ANNO	GIURISTI				ARTISTI				TOTALE GENERALE
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	
1534.	3	4	6	13	—	2	4	6	19
1535.	—	23	3	26	—	6	5	11	37
1536.	6	18	7	31	1	3	2	6	37
1537.	1	29	2	32	—	8	—	8	40
1538.	3	22	9	34	—	5	3	8	42
1539.	—	19	4	23	—	4	—	4	27
1540.	2	13	2	17	—	3	—	3	20
1541–42	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1543.	1	17	18	36	3	2	—	5	41
1544.	1	23	6	30	—	5	2	7	37
1545.	3	23	9	35	4	5	—	9	44
1546.	1	30	14	45	—	5	1	6	51
1547.	—	28	11	39	—	8	—	8	47
1548.	6	41	10	57	4	8	2	14	71
1549.	3	36	4	43	1	8	1	10	53
1550.	—	11	10	21	—	14	11	25	46
1551.	—	37	17	54	—	15	2	17	71
1552.	—	27	19	46	4	11	8	23	69
1553.	2	23	17	42	3	5	1	9	51
1554.	—	10	28	38	—	8	2	10	48
1555.	1	26	15	42	2	6	1	9	51
1556–57	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1558.	—	4	1	5	—	—	—	—	5
1559.	1	24	15	40	4	1	1	6	46
1560–96	..	..	..	..	..	..	..	..	..

Statistica degli addottorati nell'Università Pontificia del periodo pre-Napoleonico.

ANNO	GIURISTI				ARTISTI				TOTALE GENERALE
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	
1598–1618 . . .	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1618–19	3	1	—	4	4	—	—	4	8
1619–20	9	—	—	9	6	—	—	6	15
1620–21	16	5	—	21	5	2	—	7	28
1621–22	5	1	—	6	1	—	—	1	7
1622–27	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1627–28	2	—	—	2	—	—	—	—	2
1628–32	.	..	.	..	.	..	..	..	..
1632–33	3	1	—	4	7	3	—	10	14
1633–34	4	—	—	4	15	3	—	18	22
1634–35	—	—	—	—	6	—	—	6	6
1635–36	2	1	—	3	5	2	—	7	10
1636–37 . . .	5	—	—	5	3	1	—	4	9
1637–38	2	—	—	2	2	—	—	2	4
1638–39	4	1	—	5	1	—	—	1	6
1639–40	4	1	—	5	1	—	—	1	6
1640–41	3	1	—	4	3	3	—	6	10
1641–42	—	—	—	—	1	—	—	1	1
1642–43	4	2	—	6	1	—	—	1	7
1643–44	3	1	—	4	—	1	—	1	5
1644–45	4	2	—	6	5	3	—	8	14
1645–46	5	1	—	6	5	2	—	7	13
1646–47	4	—	—	4	2	5	—	7	11
1647–48	3	—	—	3	4	3	—	7	10
1648–49	7	3	—	10	5	6	—	11	21
1649–50	4	4	—	8	2	—	—	2	10
1650–51	4	2	—	6	7	3	—	10	16

Segue **Statistica degli addottorati nell'Università Pontificia del periodo pre-Napoleonico.**

ANNO	GIURISTI				ARTISTI				TOTALE GENERALE
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	
1651–52	7	2	—	9	4	5	—	9	18
1652–53	5	3	—	8	2	—	—	2	10
1653–54	6	2	—	8	7	2	—	9	17
1654–55	7	7	—	14	2	1	—	3	17
1655–56	3	2	—	5	3	—	—	3	8
1656–57	3	1	—	4	2	2	—	4	8
1657–58	4	—	—	4	3	1	—	4	8
1658–59	3	1	—	4	1	—	—	1	5
1659–60	3	—	—	3	—	2	—	2	5
1660–61	—	2	—	2	2	1	—	3	5
1661–62	3	1	—	4	5	1	—	6	10
1662–63	4	2	—	6	4	—	—	4	10
1663–64	3	1	—	4	—	—	—	—	4
1664–65	—	2	—	2	2	4	—	6	8
1665–66	—	5	—	5	2	3	—	5	10
1666–67	—	3	—	3	2	—	—	2	5
1667–68	2	2	—	4	—	—	—	—	4
1668–69	1	1	—	2	2	2	—	4	6
1669–70	3	1	—	4	2	3	—	5	9
1670–71	2	2	—	4	3	2	—	5	9
1671–72	3	2	—	5	—	—	—	—	5
1672–73	3	1	—	4	3	—	—	3	7
1673–74	2	2	—	4	1	1	—	2	6
1674–75	2	1	—	3	2	3	—	5	8
1675–76	—	1	—	1	1	—	—	1	2
1676–77	5	3	—	8	—	1	—	1	9
1677–78	7	4	—	11	2	1	—	3	4

Segue **Statistica degli addottorati nell'Università Pontificia del periodo per-Napoleonico.**

ANNO	GIURISTI				ARTISTI				TOTALE GENERALE
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	
1678–79	2	2	—	4	—	—	—	—	4
1679–80	2	2	—	4	—	—	—	—	4
1680–81	5	4	—	9	1	1	—	2	11
1681–82	4	5	—	9	7	2	—	9	18
1682–83	6	3	—	9	3	1	—	4	13
1683–84	—	1	—	1	2	1	—	3	4
1684–85	6	4	—	10	6	2	—	8	18
1685–86	1	2	—	3	3	1	—	4	7
1686–87	1	3	—	4	8	1	—	9	13
1687–88	3	4	—	7	2	2	—	4	11
1688–89	5	—	—	5	3	1	—	4	9
1689–90	4	1	—	5	2	1	—	3	8
1690–91	2	—	—	2	2	2	—	4	6
1691–92	5	2	—	7	—	2	—	2	9
1692–93	2	—	—	2	5	2	—	7	9
1693–94	3	1	—	4	2	1	—	3	7
1694–95	3	4	—	7	5	5	—	10	17
1695–96	3	3	—	6	4	—	—	4	10
1696–97	5	4	—	9	3	1	—	4	13
1697–98	6	4	—	10	—	—	—	—	10
1698–99	5	3	—	8	7	2	—	9	17
1699–700. . . .	—	2	—	2	2	1	—	3	5
1700–701. . . .	—	2	—	2	5	3	—	8	10
1701–02	5	3	—	8	3	—	—	3	11
1702–03	6	2	—	8	3	2	—	5	13
1703–04	6	—	—	6	5	2	—	7	13
1704–05	10	2	—	12	3	1	—	4	16

Segue **Statistica degli addottorati nell'Università Pontificia del periodo pre-Napoleonico.**

ANNO	GIURISTI				ARTISTI				TOTALE GENERALE
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	
1705–06	—	3	—	3	2	2	—	4	7
1706–07	1	4	—	5	—	3	—	3	8
1707–08	5	3	—	8	6	1	—	7	15
1708–09	1	—	—	1	—	—	—	—	1
1709–10	1	—	—	1	—	—	—	—	1
1710–11	2	5	—	7	—	—	—	—	7
1711–12	4	2	—	6	—	3	—	3	9
1712–13	3	3	—	6	—	2	—	2	8
1713–14	3	2	—	5	1	—	—	1	6
1714–15	3	2	—	5	2	—	—	2	7
1715–16	2	2	—	4	—	2	—	2	6
1716–17	5	3	—	8	—	4	—	4	12
1717–18	8	2	—	10	2	1	—	3	13
1718–19	2	1	—	3	2	—	—	2	5
1719–20	5	1	—	6	—	3	—	3	9
1720–21	1	—	—	1	2	2	—	4	5
1721–22	1	2	—	3	—	1	—	1	4
1722–23	2	—	—	2	2	—	—	2	4
1723–24	4	1	—	5	1	—	—	1	6
1724–25	3	5	—	8	1	—	—	1	9
1725–26	—	5	—	5	2	—	—	2	7
1726–27	1	3	—	4	—	3	—	3	7
1727–28	2	1	—	3	—	1	—	1	4
1728–29	3	4	—	7	—	1	—	1	8
1729–30	3	1	—	4	2	2	—	4	8
1730–31	3	1	—	4	—	—	—	—	4
1731–32	3	1	—	4	2	1	—	3	7

Segue Statistica degli addottorati nell'Università Pontificia del periodo pre-Napoleonico.

ANNO	GIURISTI				ARTISTI				TOTALE GENERALE
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	
1732–33	3	—	—	3	4	3	—	7	10
1733–34	—	2	—	2	2	4	—	6	8
1734–35	3	1	—	4	2	3	—	5	9
1735–36	—	2	—	2	2	1	—	3	5
1736–37	3	1	—	4	4	3	—	7	11
1737–38	4	1	—	5	5	3	—	8	13
1738–39	—	3	—	3	3	1	—	4	7
1739–40	—	4	—	4	2	—	—	2	6
1740–41	4	1	—	5	5	5	—	10	15
1741–42	3	2	—	5	2	3	—	5	10
1742–43	2	—	—	2	3	2	—	5	7
1743–44	—	3	—	3	—	—	—	—	3
1744–45	4	1	—	5	1	1	—	2	7
1245–46	1	1	—	2	2	—	—	2	4
1746–47	—	2	—	2	5	4	—	9	11
1747–48	3	1	—	4	2	—	—	2	6
1748–49	1	1	—	2	3	3	—	6	8
1749–50	1	—	—	1	1	—	—	1	2
1750–51	2	3	—	5	3	—	—	3	8
1751–52	—	—	—	—	—	1	—	1	1
1752–53	—	—	—	—	—	1	—	1	1
1753–54	—	2	—	2	4	2	—	6	8
1754–55	2	—	—	2	1	1	—	2	4
1755–56	1	1	—	2	3	1	—	4	6
1756–57	—	1	—	1	—	—	—	—	1
1757–58	3	1	—	4	2	3	—	5	9
1758–59	1	1	—	2	3	3	—	6	8

Segue Statistica degli addottorati nell'Università Pontificia del periodo pre-Napoleonico.

ANNO	GIURISTI				ARTISTI				TOTALE GENERALE
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	
1759–60	2	1	—	3	2	—	—	2	5
1760–61	3	—	—	3	2	1	—	3	6
1761–62	3	1	—	4	—	—	—	—	4
1762–63	1	1	—	2	—	2	—	2	4
1763–64	2	1	—	3	2	—	—	2	5
1764–65	2	1	—	3	3	3	—	6	9
1765–66	—	2	—	2	3	—	—	3	5
1766–67	4	6	—	10	2	1	—	3	13
1767–68	4	5	—	9	2	5	—	7	16
1768–69	6	2	—	8	3	1	—	4	12
1769–70	2	4	—	6	—	4	—	4	10
1770–71	10	1	—	11	6	4	—	10	21
1771–72	6	4	—	10	6	2	—	8	18
1772–73	6	5	—	11	4	4	—	8	19
1773–74	10	6	—	16	6	2	—	8	24
1774–75	15	2	—	17	10	3	—	13	30
1775–76	4	4	—	8	6	2	—	8	16
1776–77	5	5	—	10	5	—	—	5	15
1777–78	3	4	—	7	3	3	—	6	13
1778–79	3	6	—	9	—	2	—	2	11
1779–80	10	3	—	13	1	1	—	2	15
1780–81 . . .	10	—	—	10	4	4	—	8	18
1781–82	6	4	—	10	2	4	—	6	16
1782–83	16	4	—	20	2	3	—	5	25
1783–84	10	5	—	15	13	2	—	15	30
1784–85	9	9	—	18	7	7	—	14	32
1785–86	10	5	—	15	4	9	—	13	28

Segue **Statistica degli addottorati nell'Università Pontificia del periodo pre-Napoleonico.**

ANNO	GIURISTI				ARTISTI				TOTALE GENERALE
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	
1786–87	6	2	—	8	5	4	—	9	17
1787–88	8	2	—	10	3	6	—	9	19
1788–89	7	2	—	9	1	3	—	4	13
1789–90	6	4	—	10	6	—	—	6	16
1790–91	8	8	—	16	—	4	—	4	20
1791–92	8	2	—	10	10	1	—	11	21
1792–93	16	4	—	20	6	2	—	8	28
1793–94	5	4	—	9	5	4	—	9	18
1794–95	15	2	—	17	4	10	—	14	31
1795–96	9	1	—	10	2	6	—	8	18

Statistica degli addottorati nell'Università di Ferrara durante il periodo Napoleonico

ANNO	Facoltà di Giurisprudenza				Altre Facoltà				Totale Generale
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	
1796–97	33	2	—	35	121	8	—	129	164
1797–98	38	2	—	40	120	—	—	120	160
1798–99	39	1	—	40	110	—	—	110	150
1799–800. . . .	37	1	—	38	94	3	—	97	155
1800–01	33	4	—	37	129	—	—	129	166
1801–02	40	3	—	43	108	2	—	110	153
1802–03	46	2	—	48	108	2	—	110	158
1803–04	60	3	—	63	150	—	—	150	213
1805–16	..	..	..	..	..	..	..	..	..

Statistica degli addottorati nell'Università Pontificia del secolo XIX.

ANNO	Facoltà di Giurisprudenza				Altre Facoltà				Totale Generale
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	
1816–17	6	2	—	8	5	5	—	10	18
1817–18	5	6	—	11	10	6	—	16	27
1818–19	6	4	—	10	10	1	—	11	21
1819–20	5	2	—	7	5	6	—	11	18
1820–21	8	—	—	8	7	—	—	7	15
1821–22	16	1	—	17	3	10	—	13	30
1822–23	12	—	—	12	10	2	—	12	24
1823–24	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1824–25	11	2	—	13	6	1	—	7	20
1825–26	12	2	—	14	5	—	—	5	19
1826–27	13	—	—	13	6	—	—	6	19
1827–28	13	—	—	13	4	—	—	4	17
1828–29	6	—	—	6	7	—	—	7	13
1829–30	5	—	—	5	8	—	—	8	13
1830–31	5	—	—	5	3	—	—	3	8
1831–32	12	—	—	12	7	1	—	8	20
1832–33	10	—	—	10	6	3	—	9	19
1833–34	13	—	—	13	2	—	—	2	15
1834–35	15	—	—	15	16	—	—	16	31
1835–36	9	—	—	9	7	—	—	7	16
1836–37	9	—	—	9	10	3	—	13	22
1837–38	21	—	—	21	—	2	—	2	23
1838–39	4	—	—	4	6	—	—	6	10
1839–40	—	1	—	1	6	—	—	6	7
1840–41	9	—	—	9	3	3	—	6	15
1841–42	4	2	—	6	4	—	—	4	10
1842–43	6	1	—	7	10	1	—	11	18

Segue Statistica degli addottorati nell'Università Pontificia del secolo XIX.

ANNO	Facoltà di Giurisprudenza				Altre Facoltà				Totale Generale
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	
1843–44	8	4	—	12	3	3	—	6	18
1844–45	14	1	—	15	10	1	—	11	26
1845–46	11	—	—	11	8	1	—	9	20
1846–47	7	—	—	7	10	2	—	12	19
1847–48	10	—	—	10	10	2	—	12	22
1848–49	—	4	—	4	20	1	—	21	25
1849–50	2	2	—	4	5	5	—	10	14
1850–51	10	1	—	11	25	2	—	27	38
1851–52	—	3	—	3	10	2	—	12	15
1852–53	3	1	—	4	6	3	—	9	13
1853–54	4	1	—	5	10	—	—	10	15
1854–55	5	—	—	5	8	1	—	9	14
1855–56	7	—	—	7	7	1	—	8	15
1856–57	4	2	—	6	8	—	—	8	14
1857–58	2	1	—	3	5	—	—	5	8
1858–59	3	5	—	8	—	4	—	4	12
1859–60	6	4	—	10	2	4	—	6	16
1860–61	6	4	—	10	4	4	—	8	18

Statistica degli addottorati nell'Università Libera

ANNO	Facoltà di Giurisprudenza				Altre Facoltà				Totale Generale
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	
1861–62	5	3	—	8	2	4	—	6	14
1862–63	8	2	—	10	3	6	—	9	19
1863–64	5	3	—	8	8	4	—	12	20
1864–65	3	4	—	7	4	3	—	7	14
1865–66	4	5	—	9	6	2	—	8	17
1866–67	6	3	—	9	10	—	—	10	19
1867–68	9	2	—	11	8	2	—	10	21
1868–69	4	7	—	11	6	4	—	10	21
1869–70	3	5	—	8	6	4	—	10	18
1870–71	3	6	—	9	4	5	—	9	18
1871–72	4	4	—	8	9	2	—	11	19
1872–73	3	5	—	8	3	6	—	9	17
1873–74	4	3	—	7	3	4	—	7	14
1874–75	4	4	—	8	2	6	—	8	16
1875–76	5	4	—	9	7	—	—	7	16
1876–77	2	4	—	6	5	3	—	8	14
1877–78	2	6	—	8	4	—	—	4	12
1878–79	3	4	—	7	5	1	—	6	13
1879–80	2	4	—	6	4	—	—	4	10
1880–81	2	3	—	5	5	2	—	7	12
1881–82	2	4	—	6	4	1	—	5	11
1882–83	1	3	—	4	3	1	—	4	8
1883–84	1	1	—	2	2	3	—	5	7
1884–85	1	2	—	3	3	3	—	6	9
1885–86	2	4	—	6	2	4	—	6	12
1886–87	2	—	—	2	5	3	—	8	10
1887–88	2	2	—	4	6	4	—	10	14

Segue Statistica degli addottorati nell'Università Libera

ANNO	Facoltà di Giurisprudenza				Altre Facoltà				Totale Generale
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	
1888–89	1	2	—	3	4	2	—	6	9
1889–90	2	—	—	2	6	4	—	10	12
1890–91	1	6	—	7	4	4	—	8	15
1891–92	2	3	—	5	7	3	—	10	15
1892–93	1	3	—	4	18	4	—	22	26
1893–94	2	3	—	5	3	—	—	3	8
1894–95	1	2	—	3	15	8	—	23	26
1895–96	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1896–97	2	5	—	7	6	4	—	10	17
1897–98	1	2	—	3	6	—	—	6	9
1898–99	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1899–900. . . .	2	5	—	7	11	5	—	16	23
1900–01	3	3	—	6	9	1	—	10	16
1901–02	4	3	—	7	14	6	—	20	27
1902–03	3	5	—	8	10	9	—	19	27
1903–04	4	7	—	11	15	9	—	24	35
1904–05	2	4	—	6	35	9	—	44	50
1905–06	7	5	—	12	15	5	—	20	32
1906–07	8	11	—	19	16	8	—	24	43
1907–08	9	15	—	24	28	22	—	50	74
1908–09	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1909–10	5	23	—	28	24	11	—	35	63
1910–11	4	33	—	37	9	24	—	33	70
1911–12	6	32	—	38	19	29	—	48	86
1912–13	8	37	—	45	8	13	—	21	66
1913–14	6	35	—	41	10	19	—	29	70
1914–15	8	20	—	28	37	13	—	50	78

Segue Statistica degli addottorati nell'Università Libera

ANNO	GIURISTI				ARTISTI				TOTALE GENERALE
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	
1915–16	1	21	—	22	18	8	—	26	48
1916–17	3	22	—	25	18	10	—	28	53
1917–18	3	6	—	9	5	1	—	6	15
1918–19	15	43	—	58	41	12	—	53	111
1919–20	20	58	—	78	32	8	—	40	118
1920–21	9	20	—	29	30	6	—	36	65
1921–22	10	17	—	27	35	11	—	46	73
1922–23	10	8	—	18	30	7	—	37	55
1923–24	3	10	1	14	38	17	1	56	70
1924–25	6	9	—	15	30	11	—	41	56
1925–26	12	4	—	16	29	19	—	48	64

Statistica degli studenti iscritti all'Università Pontificia dal 1770 al 1796.

ANNO	GIURISTI				ARTISTI				TOTALE GENERALE
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	TOTALE	
1770–71	45	3	—	48	150	—	—	150	198
1771–72	38	—	—	38	183	4	—	187	215
1772–73	40	1	—	41	180	4	—	184	225
1773–74	52	—	—	52	175	3	—	178	230
1774–75	44	1	—	45	170	3	—	173	218
1775–76	35	—	—	35	150	2	—	152	187
1776–77	30	—	—	30	140	4	—	144	174
1777–78	20	3	—	23	117	2	—	119	142
1778–79	25	—	—	25	111	—	—	111	136
1779–80	25	—	—	25	100	—	—	100	125
1780–81	32	—	—	32	95	3	—	98	130
1781–82	40	2	—	42	92	1	—	93	135
1782–83	40	—	—	40	103	—	—	103	143
1783–84	37	—	—	37	158	8	—	166	203
1784–85	33	2	—	35	165	—	—	165	200
1785–86	33	1	—	34	140	4	—	144	178
1786–87	25	—	—	25	145	—	—	145	170
1787–88	23	—	—	23	140	5	—	145	168
1788–89	34	—	—	34	126	—	—	126	160
1789–90	35	2	—	37	125	3	—	128	165
1790–91	35	—	—	35	125	1	—	126	161
1791–92	40	3	—	43	140	2	—	142	185
1792–93	48	—	—	48	156	—	—	156	204
1793–94	45	—	—	45	145	4	—	149	194
1794–95	46	—	—	46	155	—	—	155	201
1795–96	38	—	—	38	145	2	—	147	185

Statistica degli studenti iscritti all'Università di Ferrara del periodo Napoleonico.

ANNO	Facoltà di Giurisprudenza				Altre Facoltà				Totale Generale
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	
1796–97	10	6	—	16	1	3	—	4	20
1797–98	4	3	—	7	6	4	—	10	17
1798–99 . .	6	3	—	9	6	3	—	9	18
1799–800. . . .	5	2	—	7	3	3	—	6	13
1800–01	5	3	—	8	2	8	—	10	18
1801–02	7	5	—	12	2	8	—	10	22
1802–03	6	6	—	12	10	3	—	13	25
1803–04 . .	10	5	—	15	15	1	—	16	31

Statistica degli studenti iscritti all'Università Pontificia del secolo XIX.

ANNO	Facoltà di Giurisprudenza				Altre Facoltà				Totale Generale
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	
1816–17	38	—	—	38	99	—	—	99	137
1817–18	35	1	—	36	112	—	—	112	148
1818–19	40	—	—	40	109	1	—	110	150
1819–20	26	—	—	26	110	5	—	115	141
1820–21	36	1	—	37	106	—	—	106	143
1821–22	59	2	—	61	219	5	—	224	285
1822–23	58	1	—	59	149	4	—	153	212
1823–24	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1824–25	20	—	—	20	86	—	—	86	106
1825–26	34	2	—	36	122	—	—	122	158
1826–27	42	—	—	42	60	1	—	61	103
1827–28	67	2	—	69	70	5	—	75	144
1828–29	68	—	—	68	79	4	—	83	151
1829–30	60	1	—	61	97	—	—	97	158
1830–31	45	2	—	47	115	3	—	118	165
1831–32	29	2	—	31	161	2	—	163	194
1832–33	40	5	—	45	163	—	—	163	208
1833–34	50	2	—	52	90	3	—	93	145
1834–35	52	3	—	55	80	—	—	80	135
1835–36	37	—	—	37	84	—	—	84	121
1836–37	32	1	—	33	85	2	—	87	120
1837–38	17	4	—	21	79	8	—	87	108
1838–39	17	4	—	21	73	5	—	78	99
1839–40	20	3	—	23	74	7	—	81	104
1840–41	26	3	—	29	74	11	—	85	114
1841–42	35	—	—	35	80	8	—	88	123
1842–43	29	1	—	30	103	4	—	107	137

Segue **Statistica degli studenti iscritti all' Università Pontificia del secolo XIX.**

ANNO	Facoltà di Giurisprudenza				Altre Facoltà				Totale Generale
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	
1843–44	29	1	—	30	94	—	—	94	124
1844–45	23	2	—	25	86	1	—	87	112
1845–46 . . .	28	—	—	28	71	3	—	74	102
1846–47	32	3	—	35	70	—	—	70	105
1847–48	33	—	—	33	83	—	—	83	116
1848–49	26	—	—	26	66	—	—	66	92
1849–50	..	..	..	..	..	..	..	..	..
1850–51	27	—	—	27	57	—	—	57	84
1851–52	20	—	—	20	70	2	—	72	92
1852–53	20	4	—	24	45	5	—	50	74
1853–54	36	2	—	38	60	3	—	63	101
1854–55	30	1	—	31	37	2	—	39	70
1855–56	30	3	—	33	41	6	—	47	80
1856–57	32	4	—	36	46	6	—	52	88
1857–58	28	1	—	29	40	—	—	40	69
1858–59	31	—	—	31	50	—	—	50	81
1859–60	38	3	—	41	70	4	—	74	115
1860–61	30	9	—	39	69	12	—	81	120

Statistica degli studenti iscritti all'Università Libera.

ANNO	Facoltà di Giurisprudenza				Altre Facoltà				Totale Generale
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	
1861–62	40	13	—	53	82	16	—	98	151
1862–63 . . .	29	13	—	42	60	9	—	69	111
1863–64	30	16	—	46	60	13	—	73	119
1864–65 . . .	32	11	—	43	47	24	—	71	114
1865–66	16	8	—	24	50	11	—	61	85
1866–67	17	7	—	24	46	10	—	56	80
1867–68	21	8	—	29	64	6	—	72	101
1868–69	19	9	—	28	58	13	—	71	99
1869–70	21	10	—	31	59	14	—	73	104
1870–71 . . .	34	5	9	39	51	15	—	66	105
1871–72 . . .	38	2	—	40	48	12	—	60	100
1872–73	34	9	1	44	59	11	—	70	114
1873–74	35	5	—	40	49	21	—	70	110
1874–75	18	4	—	22	49	17	—	66	88
1875–76	16	8	—	24	30	10	—	40	64
1876–77	18	3	—	21	41	5	—	46	67
1877–78 . . .	18	2	—	20	30	8	—	38	58
1878–79	19	1	—	20	27	4	—	31	51
1879–80	19	2	—	21	18	8	—	26	47
1880–81	20	3	—	23	21	5	—	26	49
1881–82	17	3	—	20	24	5	—	29	49
1882–83	7	9	—	16	15	4	—	19	35
1883–84	5	4	—	9	14	6	—	20	29
1884–85	10	3	—	13	20	6	—	26	39
1885–86	9	4	—	13	21	2	—	23	36
1886–87	9	3	—	12	15	6	—	21	33
1887–88	13	2	—	15	10	9	—	19	34

Segue Statistica degli studenti iscritti all'Università Libera

ANNO	Facoltà di Giurisprudenza				Altre Facoltà				Totale Generale
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	
1888–89	15	2	—	17	18	8	—	26	43
1889–90	15	5	—	20	16	10	—	26	46
1890–91	16	4	—	20	13	4	—	17	37
1891–92	15	9	—	24	32	20	—	52	76
1892–93	13	13	—	26	36	22	1	59	85
1893–94	16	8	—	24	58	13	1	72	96
1894–95	16	8	—	24	49	12	—	61	85
1895–96	14	9	—	23	43	22	—	65	88
1896–97	14	12	—	26	51	20	1	72	98
1897–98	12	12	—	24	37	14	1	52	76
1898–99	15	14	1	30	46	24	—	70	100
1899–900. . . .	15	17	—	32	60	36	—	96	128
1900–01	15	13	1	29	48	27	1	76	105
1901–02	17	15	1	33	59	33	1	93	126
1902–03 . . .	15	19	—	34	57	44	—	101	135
1903–04	16	30	1	47	58	47	—	105	152
1904–05	25	79	3	107	67	59	1	127	234
1905–06	14	110	1	125	71	60	2	133	258
1906–07	21	104	2	127	68	74	2	144	271
1907–08	30	131	1	162	86	68	2	156	318
1908–09 . . .	30	172	—	202	88	68	1	157	359
1909–10	38	187	1	226	84	97	—	184	410
1910–11	43	269	1	313	75	101	—	178	491
1911–12	42	297	1	340	80	95	1	176	516
1912–13	38	333	2	370	72	98	3	174	547
1913–14	42	328	—	370	91	88	3	182	552
1914–15	36	335	—	371	99	88	2	189	560

Segue Statistica degli studenti iscritti all'Università Libera

ANNO	Facoltà di Giurisprudenza				Altre Facoltà				Totale Generale
	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	Ferraresi	Altri Italiani	Stranieri	Totale	
1915–16	30	261	—	291	90	96	—	186	477
1916–17	42	254	—	296	101	105	—	206	502
1917–18	35	256	—	291	110	99	—	209	500
1918–19	41	250	—	291	91	99	—	190	481
1919–20	35	169	—	204	45	96	—	241	415
1920–21	36	189	—	225	90	86	—	276	501
1921–22	40	131	—	171	187	75	—	262	433
1922–23	45	90	—	135	102	60	—	252	387
1923–24	41	49	—	92	131	95	—	226	318
1924–25	32	30	2	64	85	68	1	154	218
1925–26	31	17	2	50	104	46	—	150	200

Statistica della popolazione studentesca dell'Università di Ferrara distinta per sesso.

ANNO	ADDOTTORATI						STUDENTI ISCRITTI					
	Facoltà legale		Altre Facoltà		Totale		Facoltà legale		Altre Facoltà		Totale	
	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine
1826–27. . . .	13	—	6	—	19	—	42	—	59	2	101	2
1827–28 . . .	13	—	4	—	17	—	69	—	73	2	142	2
1828–29. . . .	6	—	7	—	13	—	68	—	81	2	149	2
1829–30. . . .	5	—	8	—	13	—	61	—	92	5	153	5
1830–31. . . .	5	—	3	—	8	—	47	—	118	—	165	—
1831–32. . . .	12	—	8	—	20	—	31	—	161	2	192	2
1832–33. . . .	10	—	9	—	19	—	45	—	163	—	208	—
1833–34. . . .	13	—	2	—	15	—	52	—	93	—	145	—
1834–35. . . .	15	—	16	—	31	—	55	—	80	—	135	—
1835–36. . . .	9	—	7	—	16	—	37	—	84	—	121	—
1836–37. . . .	9	—	13	—	22	—	33	—	87	—	120	—
1837–38. . . .	21	—	2	—	23	—	21	—	87	—	108	—
1838–39. . . .	4	—	6	—	10	—	21	—	78	—	99	—
1839–40. . . .	1	—	6	—	7	—	23	—	81	—	104	—
1840–41. . . .	9	—	6	—	15	—	29	—	85	—	114	—
1841–42. . . .	6	—	4	—	10	—	35	—	88	—	123	—
1842–43. . . .	7	—	11	—	18	—	30	—	107	—	137	—
1843–44. . . .	12	—	6	—	18	—	30	—	94	—	124	—
1844–45. . . .	15	—	11	—	26	—	25	—	87	—	112	—
1845–46. . . .	11	—	9	—	20	—	28	—	73	1	101	1
1846–47. . . .	7	—	12	—	19	—	35	—	70	—	105	—
1847–48. . . .	10	—	12	—	22	—	33	—	83	—	116	—
1848–49. . . .	4	—	21	—	25	—	26	—	66	—	92	—
1849–50. . . .	4	—	10	—	14	—	—	—	—	—	—	—
1850–51. . . .	11	—	27	—	38	—	27	—	57	—	84	—

Segue

Statistica della popolazione studentesca dell'Università di Ferrara distinta per sesso.

ANNO	ADDOTTORATI						STUDENTI ISCRITTI					
	Facoltà legale		Altre Facoltà		Totale		Facoltà legale		Altre Facoltà		Totale	
	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine
1851-52. . . .	3	—	12	—	15	—	20	—	69	3	89	3
1852-53. . . .	4	—	9	—	13	—	24	—	50	—	74	—
1853-54. . . .	5	—	10	—	15	—	38	—	57	6	95	6
1854-55. . . .	5	—	9	—	14	—	31	—	36	3	67	3
1855-56. . . .	7	—	8	—	15	—	33	—	40	7	73	7
1856-57. . . .	6	—	8	—	14	—	36	—	45	7	81	7
1857-58. . . .	3	—	5	—	8	—	29	—	37	3	66	3
1858-59. . . .	8	—	4	—	12	—	31	—	44	6	75	6
1859-60. . . .	10	—	6	—	16	—	41	—	74	—	115	—
1860-61. . . .	10	—	8	—	18	—	39	—	81	—	120	—
1861-62. . . .	8	—	6	—	14	—	53	—	98	—	151	—
1862-63. . .	10	—	9	—	19	—	42	—	69	—	111	—
1863-64. . . .	8	—	12	—	20	—	46	—	73	—	119	—
1864-65. . . .	7	—	7	—	14	—	43	—	71	—	114	—
1865-66. . . .	9	—	8	—	17	—	24	—	61	—	85	—
1866-67. . . .	9	—	10	—	19	—	24	—	53	3	77	3
1867-68. . . .	11	—	10	—	21	—	29	—	71	1	100	1
1868-69. . . .	11	—	10	—	21	—	28	—	68	3	96	3
1869-70. . . .	8	—	10	—	18	—	31	—	68	5	99	5
1870-71. . . .	9	—	9	—	18	—	39	—	65	1	104	1
1871-72. . . .	8	—	11	—	19	—	40	—	60	—	100	—
1872-73. . .	8	—	9	—	17	—	44	—	70	—	114	—
1873-74 . . .	7	—	7	—	14	—	40	—	70	—	110	—
1874-75. . . .	8	—	8	—	16	—	22	—	64	2	86	2
1875-76. . . .	9	—	7	—	16	—	24	—	38	2	62	2

Segue

Statistica della popolazione studentesca dell'Università di Ferrara distinta per sesso.

ANNO	ADDOTTORATI						ALUNNI ISCRITTI					
	Facoltà legale		Altre Facoltà		Totale		Facoltà legale		Altre Facoltà		Totale	
	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine
1876–77 . . .	6	—	8	—	14	—	21	—	42	4	63	4
1877–78. . . .	8	—	4	—	12	—	20	—	35	3	55	3
1878–79. . . .	7	—	6	—	13	—	20	—	28	3	48	3
1879–80	6	—	4	—	10	—	21	—	23	3	44	3
1880–81. . . .	5	—	7	—	12	—	23	—	23	3	46	3
1881–82. . . .	6	—	5	—	11	—	20	—	26	3	46	3
1882–83. . . .	4	—	4	—	8	—	16	—	17	2	33	2
1883–84. . . .	2	—	5	—	7	—	9	—	18	2	27	2
1884–85. . . .	3	—	10	—	13	—	13	—	23	3	36	3
1885–86. . . .	6	—	6	—	12	—	13	—	17	6	30	6
1886–87. . . .	2	—	8	—	10	—	12	—	21	—	33	—
1887–88. . . .	4	—	10	—	14	—	15	—	19	—	34	—
1888–89. . . .	3	—	6	—	9	—	17	—	26	—	43	—
1889–90. . . .	2	—	10	—	12	—	20	—	26	—	46	—
1890–91. . . .	7	—	8	—	15	—	20	—	17	—	37	—
1891–92. . . .	5	—	10	—	15	—	24	—	37	15	61	15
1892–93. . . .	4	—	7	15	11	15	26	—	44	15	70	15
1893–94. . .	5	—	3	—	8	—	24	—	47	25	71	25
1894–95. . . .	3	—	2	21	5	21	24	—	39	22	63	22
1895–96. . . .	—	—	—	—	—	—	23	—	49	16	72	16
1896–97. . . .	7	—	10	—	17	—	26	—	55	17	81	17
1897–98. . . .	3	—	6	—	9	—	24	—	51	1	75	1
1898–99. . . .	—	—	—	—	—	—	30	—	60	10	90	10
1899–900. . . .	7	—	16	—	23	—	32	—	70	26	102	26
1900–901 . . .	6	—	10	—	16	—	29	—	73	3	102	3

Segue

Statistica della popolazione studentesca dell'Università di Ferrara distinta per sesso.

ANNO	ADDOTTORATI						ALUNNI ISCRITTI					
	Facoltà legale		Altre Facoltà		Totale		Facoltà legale		Altre Facoltà		Totale	
	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine
1901–902 . . .	7	—	20	—	27	—	33	—	70	23	103	23
1902–903 . . .	9	—	12	7	21	7	34	—	71	30	105	30
1903–904 . . .	11	—	21	3	32	3	47	—	82	23	129	23
1904–905 . . .	6	—	40	4	46	4	107	—	99	28	206	28
1905–906 . . .	12	—	15	5	27	5	124	1	102	31	226	32
1906–907 . . .	19	—	14	10	35	10	127	—	114	30	241	30
1907–908 . . .	24	—	27	23	41	23	162	—	128	28	290	28
1908–909 . . .	—	—	—	—	—	—	202	—	125	32	327	32
1909–10. . . .	28	—	21	14	49	14	226	—	135	49	361	49
1910–11. . . .	37	—	11	22	48	22	313	—	122	56	435	56
1911–12. . . .	38	—	23	25	61	25	340	—	121	55	461	55
1912–13. . . .	45	—	12	9	57	9	373	—	118	56	491	56
1913–14. . . .	41	—	22	17	63	17	369	1	126	56	495	57
1914–15. . . .	28	—	23	27	51	27	370	1	131	58	501	59
1915–16. . . .	22	—	5	21	27	21	291	—	128	58	419	58
1916–17. . . .	25	—	20	8	45	8	296	—	165	41	461	41
1917–18. . . .	9	—	6	—	15	—	291	—	169	40	460	40
1918–19. . . .	58	—	6	47	64	47	291	—	100	90	391	90
1919–20. . . .	78	—	14	26	92	26	204	—	181	60	385	60
1920–21. . . .	29	—	10	26	39	26	225	—	200	76	425	76
1921–22. . . .	27	—	14	32	41	32	171	—	200	62	371	62
1922–23. . . .	18	—	7	30	25	30	135	—	180	72	315	72
1923–24. . . .	14	—	16	40	30	40	89	3	140	86	229	89
1924–25. . . .	15	—	41	—	56	—	62	2	119	35	181	37
1925–26. . . .	16	—	48	—	64	—	47	3	112	38	159	41

Kiril G. Popoff

(Varna 1869 — Genève 1927).

Président du Conseil Superieur et Directeur Général de la Statistique du Royaume de Bulgarie, president du Conseil Superieur du Travail et des Cooperatives Bulgares, membre titulaire de l'Institut International de Statistique etc., K. G. Popoff fut durant 25 ans le plus illustre statisticien, le représentant le plus en vue du monde économique et un des premiers dirigeant de la pensée financière et cooperative de la Bulgarie.

Ayant acquis une instruction solide, le défunt avait passé par tous les services de la Direction Générale de la Statistique officielle et fut placé en 1908 à la tête de cet Institut. Depuis lors, il s'etait consacré aver un dévouement entier, une habilité rare et une énergie inépuisable à l'oeuvre de la Statistique nationale qui a pu, grâce a lui, atteindre, même dans les conditions défavorables de la periode politique, le niveau des meilleures institutions européennes de ce genre.

Comme économiste son activité exclusivement pratique fut toute consacrée a la transformation économique de la Bulgarie qu' il considerait nécessaire pour la réorganisation politique, sociale et culturelle et la large connaissance des conditions économiques de son Pays lui a valu d'avoir été toujours consulté par les facteurs gouvernementaux en matière d'économie.

Il était protectioniste en ce qui concerne l'industrie naissante du Pays ; il était l'âme du mouvement cooperatif qu'il dirigeait avec une large compétence ; il était aussi le partisan de la protection du travail car il se rendait compte combien grande est l' importance d'une classe ouvrière pour la renaissance économique d'une nation spoliée, ruinée, couverte de blessures et de haillons comme la Bulgarie d'après la guerre ! Comme théoricien, il était

en partie populiste, en partie marxiste, sans, cependant, donner dans les courants extremistes, dont le préservaient sa capacité d'orientation et son grand amour pour la Patrie au service de la quelle il est mort à Genève où il se rendait indisposé et souffrant, à représenter la Bulgarie à la conférence Economique Internationale.

Conférencier éloquent, persuasif, ayant une réplique prompte et decisive K. G. Popoff était de même, un causeur des plus agreables et j'eu l'occasion d'apprecier son amusante conversation dans un petit cercle à Rome en 1925 où il représentait la Bulgarie, comme délégué du gouvernement, aux sessions de l'Institut International de Statistique. Qu'il me soit permis, en souvenir d'une commune collaboration au Metron (1), de recueillir ici avec les courtes notes biographiques données ci-dessus, aussi la liste des ouvrages scientifiques édités par Lui et d'envoyer par cette Revue même mon hommage dévoué à Sa mémoire.

G. Pietra.

LISTE

DES PRINCIPAUX TRAVAUX SCIENTIFIQUES.

1. Les écoles bulgares en Macédoine et dans le vilayet d'Adrianople (renseignements bibliographiques et statistiques). (*Revue scolaire*, année I (1896), livre II, pages 1163-1180).
2. L'instruction publique dans les principaux pays et son organisation financière. (*Revue scolaire*, année II (1897), livre I, pages 58-76).
3. L'enseignement primaire en Bulgarie pendant l'année scolaire 1894-1895. (*Revue scolaire*, année II (1897), livres IX, X, XI et XII).
4. Degré d'instruction des jeunes gens du recrutement militaire régulier 1894. (*Revue scolaire*, année IV (1899), livre IV, pages 1194-1199).
5. Les écoles primaires nationales (en Bulgarie) pendant les années scolaires 1894-95 - 1902-903 (Aperçu sommaire comparatif de statistique). (Inséré dans le *Recueil jubilaire* de l'Union des instituteurs bulgares, 1905, pages 209-259, avec 1 diagramme).
6. Degré d'instruction de la population dans la Principauté de Bulgarie (Analyse statistique sommaire des données du recensement de la population au 31 décembre 1910). (Extrait de la *Revue scolaire*, année X, 1905, livre 1 (pages 32-56) et livre 2 (pages 157-186). Page 1-54, 1 cartogramme et 1 diagramme.

---

(1) V. Kiril G. Popoff et Gaetano Pietra, *La prédominance des naissances masculines d'après les données de la statistique du Royaume de Bulgarie.* « Metron », vol. VI, n. 1, 1926.

7. Recueil sommaire de statistique pour tous les pays du monde. Sofia, 1907, pages 7-92 in-8⁰.
8. Le village de Kassi-Lak. Essai de monografie statistico-économique (en collaboration de M. P. Pentcheff, instituteur). - I. Texte ; II. Tableaux ; III. Budgets. (Inséré dans le « Recueil des oeuvres de l'esprit populaire, de la science et des lettres », édition de l'Academie bulgare des sciences, volume XXIV, Sofia). Imprimerie de l'Etat, 1909, p. 316 in-8⁰, grand format.
9. La Bulgarie économique. Etudes statistiques. (Volume VIII du « Recueil de l'Académie des sciences » Sofia. Imprimerie de l'Etat, 1916, in-8⁰ grand format IV, 483, XX et 134 annexes graphiques.

   (Edition à part en français. « La Bulgarie économique » 1879-1911. Sofia, 1920, p. VI, 520).
10. La Bulgarie coopérative (en français). Travaux publiés par le Comité National de la Coopération Bulgare à l'occasion de l'Exposition Nationale de la Coopération et des Oeuvres sociales à Gand, 1924. Sofia. Imprimerie de l'Etat, 1924, p. 56 et 1 cartogramme.
11. Résultats des mensurations anthropométriques des conscrits en Bulgarie. Mémoire présenté à la XIV^eme session de l'Institut International de Statistique à Rome, 1925, p. 40.
12. La grandeur et les conquêtes du système économique coopératif. (Extrait du discours prononcé à l'occasion du jour de la fête internationale de la coopération, le 5 juillet 1925). (Imprimé dans la Revue « Oeuvre coopérative » année II (1925), fascicules 7-8, p. 14-27).
13. Les principes de la coopération et du mouvement coopératif. (Discours prononcé le 7 juillet 1923, à propos de la célébration du premier jour de la Coopération). « Bibliothèque du Comité national de la Coopération Bulgare ». N. 1. Sofia, 1926, pag. 28, in-8⁰.
14. La prédominance des naissances masculines d'après les données de la statistique du Royaume de Bulgarie (en collaboration de M. G. Pietra). (Article publié dans le « Metron », vol. VI, N. 1 du 1-III-1926, p. 42-55).
15. *Bibliographie.* « Résultats des maladie contagieuses chez les animaux domestiques dans la Principauté de Bulgarie pendant les années 1894-1903 ». (Edition de la Direction Générale de la Statistique. Sofia, 1905, I, 305, avril 1905). (Extrait de la « Revue périodique », fascicule XVII, année XVIII, 1906, pages 623-64, page 1-18).

Principaux articles insérés dans le « Journal de la Société d'Economie Politique de Bulgarie.

1. Exportation des céréales de Bulgarie pendant la période décennale 1888-1897 (III^ème année, 1899, N. 2, p. 202-210.
2. Les naissances, les mariages et les décès dans la Principauté de Bulgarie pendant la péricde 1888-1896, par mois. (III^ème année, 1899, N. 8-9, p. 405-413).
3. Aperçu de notre exportation en Turquie pendant la période décennale 1839-1898. (III^ème année, 1899, N. 11-12, p. 501-538).
4. Aperçu comparatif du commerce extérieur de Roumanie, de Grèce et de Bulgarie (V^ème année, 1901, N. 9-10, p. 575-618).

5. La commerce extérieur de Bulgarie en 1902. (III ème année, 1903, N. 1, p. 48-60).
6. Le port de Varna. Son passé son présent et son avenir. (X ème année, 1906, N. 4, p. 242-266).
7. Coup d'oeuil sur le développement économique de la Bulgarie (XI ème année, 1907, N. 4-5, p. 209-245).
8. De la question relative à la construction d'édifices d'Etat pour des établissements gouvernementaux. (XIII ème année, 1909, N. 6, p. 377-398).
9. Du coût de la vie. (XV ème année, 1912, N. 9, p. 709-742).
10. La ville de Salonique à qui doit-elle appartenir? (Extrait de la conférence lue à la réunion de la Société d'Economie Politique de Bulgarie le 9-III-1913). XVI ème année, 1913, N. 8-9-10, p. 521-608).
11. L'influence de la guerre sur le commerce extérieur de la Bulgarie. (XVI ème année, 1913, N. 8-9-10, p. 601-608).
12. L'unification des coopératives agricoles bulgares. (XVII ème année, 1914, N. 2-3, p. 93-95).
13. La Bulgarie économique et les clauses financières et économiques du projet de traité de paix avec la Bulgarie. (Conférence tenue le 12-X-1919 à la Société d'Economie Politique de Bulgarie). XIX ème année, 1920, N. 3-4-5, p, 129-175).
14. La situation des coopératives en Bulgarie. Discours prononcé par le président du congrès des coopératives adhérant à la Banque Centrale Coopérative le 16-IX-1920). (XIX ème année, 1920, N. 9-10, p. 449-463).
15. La vingt cinquième anniversaire de la Société d'Economie Politique de Bulgarie et la Bulgarie Economique pendant les année 1895-1920. (Discours prononcé par le Président à l'occasion de la vingt cinquième anniversaire de la Société, le 16-X-1920). XX ème année, 1921, N. 1-2-3, p. 1-26).
16. Moments de la création et du développement du mouvement coopératif en Bulgarie. (Extrait du discours prononcé à l'occasion du jour de fête de la Coopération, le 7 juillet 1924). (XXIII ème année, 1924, N. 1-2-3, p. 1-24).
17. Les charges financières de la Bulgarie à titre d'exécution du traité de Neuilly. Conférence lue par le président de la Société d'Economie Politique de Bulgarie à la Séance solennelle de la Société, le 19-X-1924). (XXIV ème année, 1925, N. 6-7, p. 211-233).

Direttore responsabile: CORRADO GINI

Roma 1927 - Anno VI - Tip. Failli